Les opinions exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne représentent pas nécessairement les vues de la Banque du Canada. Une version antérieure du texte a été soumise au Groupe de travail sur les interventions sur les marchés des changes, qui a été constitué à Versailles, au Sommet des chefs d'État et de gouvernement.

Les auteurs assument pleinement la responsabilité du contenu de la présente étude, ainsi que celle des changements apportés à la version soumise au Groupe de travail.

L'EFFICIENCE DES MARCHÉS DES CHANGES

David Longworth

Paul Boothe

Kevin Clinton

TABLE DES MATIÈRES

Résumé		i
Préface		iii
CHAPITRE 1	INTRODUCTION ET CONCLUSIONS	1
	1.1 Ce que nous entendons par efficience	1
	1.2 Nos études empiriques	2
	1.3 Interprétation des résultats	4
	1.4 Implications pour la politique	6
CHAPITRE 2	REVUE DES TESTS EMPIRIQUES DE L'EFFICIENCE DES MARCHÉS DES CHANGES	9
	2.1 Introduction	9
	2.2 Tests de l'efficience spéculative	10
	2.2.a Propriétés statistiques de l'erreur de prévision	11
	2.2.b Régressions du cours du comptant par rapport au cours retardé du terme	12
	2.2.c Tests d'autocorrélation des erreurs de prévision	14
	2.2.d Tests des prévisions	15
	2.2.e Rentabilité des stratégies de transaction	17
	2.2.f Manque d'efficience du marché ou prime de risque?	18
CHAPITRE 3	APERÇU DES TESTS EMPIRIQUES	21
	3.1 Introduction	21
	3.2 Tests statistiques utilisant des équations de régression	22
	3.3 Une règle simple de transaction	24
CHAPITRE 4	RÉSULTATS DES TESTS EMPIRIQUES SUR LE TAUX DE CHANGE DU DOLLAR CANADIEN PAR RAPPORT AU DOLLAR É.-U.	28
	4.1 Introduction	28
	4.2 Tests de régression	28
	4.3 Tests de régression pour les sous-périodes	34
	4.4 Rentabilité d'une stratégie de transaction simple	37
	4.5 Résumé du chapitre	42

TABLE DES MATIÈRES
(suite)

CHAPITRE 5	RÉSULTATS DES TESTS EMPIRIQUES SUR CINQ AUTRES DEVISES	43
	5.1 Introduction	43
	5.2 Tests de régression pour l'ensemble de la période	43
	5.3 Tests de régression pour les sous-périodes	47
	5.4 Rentabilité d'une stratégie de transaction simple	52
	5.5 Résumé du chapitre	57
ANNEXE A	LES DONNÉES	61
	A.1.a Le dollar canadien	61
	A.1.b Les autres monnaies	63
ANNEXE B	LES COÛTS DE TRANSACTION DANS LES CALCULS DE RENTABILITÉ	67
ANNEXE C	RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR LE DOLLAR CANADIEN	71
ANNEXE D	RÉSULTATS DÉTAILLÉS POUR LES CINQ AUTRES DEVISES, SOIT LE FRANC FRANÇAIS, LE MARK ALLEMAND, LA LIRE ITALIENNE, LE YEN JAPONAIS ET LA LIVRE STERLING	77
ANNEXE E	VARIABLES D'INTERVENTION ET TESTS D'EFFICIENCE	92
ANNEXE F	UNE EXPLICATION INTUITIVE DE LA DÉTERMINATION DE LA PRIME DE RISQUE	96
BIBLIOGRAPHIE		99

RÉSUMÉ

Dans cette étude, nous tentons de déterminer si les marchés des changes sont efficients ou non. On dit d'un marché de change qu'il est efficient si les participants prennent en considération toute l'information disponible lorsqu'ils formulent les attentes relatives aux taux de change futurs de sorte qu'il n'existe pas, ex ante, de possibilité systématique de faire des superprofits. Parce que le cours du terme d'une devise est en général égal au cours que l'on prévoit pour l'avenir, plus une prime de risque, nous avons testé les hypothèses conjointes connues sous le nom "d'hypothèses de l'efficience spéculative", selon lesquelles : i) les marchés des changes sont efficients; ii) les primes de risque sont constantes et iii) les coûts de transaction sont négligeables. Il faut toutefois noter qu'il n'est pas possible de tester isolément la première hypothèse.

Le poids des travaux publiés par d'autres auteurs - dont nous faisons un survol au Chapitre 2 - ainsi que les recherches dont il est fait état dans le présent document nous ont amenés à rejeter ces hypothèses. Dans les tests que nous avons effectués, nous avons utilisé des équations de régression conçues dans le but de déterminer si les restrictions que l'efficience spéculative impose aux coefficients de ces équations sont respectées dans les faits. Nous avons également effectué des tests hors-échantillon et certains autres tests visant à déterminer s'il existait certaines possibilités, systématiquement méconnues, de réaliser de façon suivie des profits ex ante à l'aide de différentes stratégies de transaction.

A notre connaissance, on n'a jamais publié jusqu'ici d'étude qui ait réussi à expliquer le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative à l'aide de variables empiriques représentant les risques de change. Les frais de courtage sur les marchés ne sont pas assez élevés et ne varient pas assez pour justifier le rejet de cette hypothèse. Nous sommes donc enclins à considérer les résultats obtenus comme une réfutation de

l'hypothèse de l'efficience des marchés des changes. Bien que nous n'écartions pas la possibilité de l'existence de primes de risque variables, sujet qui est abordé au Chapitre 2, nous sommes tentés de croire que ces primes ne peuvent pas expliquer à elles seules tous les écarts systématiques qui ont été observés entre le cours du comptant et le cours retardé du terme.

Quelle que soit la façon dont on interprète ces résultats, le rejet des hypothèses conjointes laisse entier le problème de l'utilisation des interventions officielles sur les marchés des changes comme instrument de politique.

Nota : Cette publication existe en français et en anglais.

PRÉFACE

Une version antérieure de la présente étude a été soumise au Groupe de travail sur les interventions sur les marchés des changes, qui a été constitué au Sommet des chefs d'État et de gouvernement réunis à Versailles en juin 1982. Le Groupe avait été chargé d'étudier si l'intervention officielle sur les marchés des changes était un instrument de politique économique efficace et désirable. Il a par la suite confié au Canada la tâche de procéder à un examen des données empiriques relatives à l'efficience des marchés des changes; la présente étude fait donc partie de la contribution du Canada aux travaux du Groupe.

Le rapport du Groupe de travail contenant les principales conclusions générales a été publié en mars 1983*.

Nous avons tous apporté une contribution importante à l'examen de chacun des aspects traités dans le présent travail, mais Kevin Clinton est le principal auteur du Chapitre 2, tandis que David Longworth et Paul Boothe ont surtout travaillé aux Chapitres 3, 4 et 5.

Nous tenons à remercier William Alexander et Jacques Bussières, dont les nombreuses questions et suggestions nous ont été d'un précieux concours. Nous remercions également Lea-Anne Solomonian et Suzanne Gervais, qui nous ont apporté une aide remarquable en leurs qualités respectives de rédactrice et de secrétaire. Nos remerciements vont aussi aux membres du Service de traduction de la Banque qui ont produit la première version du texte français, au traducteur en chef Eddy Cavé et aux économistes Pierre Duguay et Jean Lalonde, qui ont effectué le travail de révision.

Les auteurs sont seuls responsables du contenu de la présente étude, ainsi que des changements apportés à la version soumise au Groupe de travail.

---

* Rapport du groupe de travail sur les interventions sur les marchés des changes, mars 1983.

CHAPITRE 1
INTRODUCTION ET CONCLUSIONS

1.1 Ce que nous entendons par efficience

Dans le présent travail, nous étudions la question de savoir si les marchés des changes sont efficients ou non. Ce qui nous préoccupe, c'est l'efficience au sens technique du terme, c'est-à-dire que nous voulons déterminer si le niveau des taux de change reflète toute l'information disponible. Dans tout marché dont l'efficience est conforme à cette définition, le comportement qu'adoptent les participants pour maximiser leurs profits fait qu'aucun agent ne peut utiliser systématiquement les renseignements disponibles pour réaliser des superprofits.

De toute évidence, le marché fait disparaître rapidement les possibilités de gains sans risques qu'offrent les opérations d'arbitrage avec couverture des risques de change, de sorte que la parité des taux d'intérêt avec couverture des risques de change à terme est vérifiée de façon très précise pour les avoirs comparables libellés dans des monnaies différentes[1]. Toutefois, ce phénomène ne constitue pas une condition suffisante de l'efficience du marché des changes puisqu'il ne nous dit rien au sujet de l'existence de possibilités de réaliser des superprofits qui ne seraient pas exploitées par les spéculateurs. Dans un marché efficient, ceux-ci ne devraient en général pas pouvoir faire sur longue période de prévisions du cours futur d'une monnaie qui seraient plus exactes que celles qui sont comprises dans le cours à terme de cette monnaie.

Ce concept conduit à "l'hypothèse de l'efficience spéculative"[2], selon laquelle le cours du terme lui-même est la meilleure évaluation du cours futur du comptant. Il convient de souligner dès maintenant que le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative n'implique pas logiquement le rejet de l'hypothèse de l'efficience du marché, puisque le

---

1. Frenkel et Levich (1975)

2. Selon Bilson (1981)

cours prévu du comptant peut différer du cours du terme en raison des coûts de transaction ou des primes de risque. Le cours du terme des monnaies considérées comme risquées est inférieur au cours prévu du comptant, la différence représentant la rémunération prévue en fonction des risques pris. Le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative est en fait le rejet des hypothèses conjointes : i) de l'efficience du marché; ii) de l'absence de primes de risque et iii) d'un coût de transaction égal à zéro. Dans nos tests, nous avons remplacé l'hypothèse ii) par une hypothèse plus générale, soit celle d'une prime de risque constante.

1.2 Nos études empiriques

Afin de déterminer si les marchés où se négocient le dollar É.-U. et le dollar canadien, le franc français, le mark allemand, la lire italienne, le yen japonais et la livre sterling sont réellement efficients, nous avons construit un ensemble d'équations de prévision pour le cours du comptant et nous avons soumis ces équations à une série de tests. Ceux-ci reposent sur l'hypothèse que les marchés des changes sont efficients, c'est-à-dire que si toute l'information pertinente sur les événements qui influencent le cours du comptant était utilisée par les participants au marché, elle devrait se refléter dans l'évolution des cours du terme. Si tel était le cas, il s'ensuivrait, abstraction faite des considérations sur les risques et les coûts de transaction, que le cours du terme serait la meilleure prévision disponible des cours futurs du comptant. Aucune équation de prévision du cours futur du comptant ne devrait donner de meilleurs résultats que le seul chiffre du cours du terme. De même, si les marchés des changes n'étaient pas efficients, les données relatives à des variables autres que le cours du terme devraient aider à prévoir le cours futur du comptant. En utilisant ces variables, les cambistes pourraient mettre au point des stratégies de transaction qui, dans l'ensemble, devraient leur permettre de réaliser des profits s'ils les appliquaient de façon uniforme. Dans notre recherche, nous avons essayé d'établir empiriquement s'il existe des renseignements de ce genre qui n'ont pas été exploités.

Comme nous l'avons souligné plus haut, les tests portaient à la fois sur les hypothèses de l'efficience du marché, de l'absence de primes de risque variables et des coûts de transaction nuls. En fait, pour les monnaies faisant l'objet de nombreux échanges, les coûts de transaction qui sont compris dans l'écart entre les cours vendeurs et acheteurs sont faibles et ne varient pas beaucoup[3]. Toutefois, l'existence de divergences systématiques entre le cours du terme et le cours futur du comptant ne prouve pas nécessairement un manque d'efficience, étant donné que la possibilité d'accroître les profits n'existe que lorsque les risques courus augmentent. Cependant, il n'est pas possible de déterminer a priori si ces divergences systématiques constituent une rémunération prévue du risque ou le résultat d'erreurs de prévision ex ante. Donc si ces hypothèses ne résistent pas à nos tests statistiques, nous pourrons conclure soit que le marché n'est pas efficient, soit qu'il existe des primes de risque variables, soit les deux.

Les tests effectués couvrent vingt-cinq combinaisons d'échéances-monnaies, avec au moins deux échéances pour chaque monnaie. Selon nos résultats, les hypothèses conjointes[4] de l'existence d'un marché efficient et d'une prime de risque constante sont rejetées[5] dans au moins une équation pour 21 des 25 combinaisons testées[6]. Dans la plupart des cas, elles ont été rejetées parce qu'on a pu utiliser les modifications connues des écarts entre les taux d'intérêt pour améliorer la qualité des prévisions du cours futur du comptant que l'on effectue avec le cours du terme. Cela implique que l'information pertinente ne se reflétait pas complètement dans le niveau du taux de change. De plus, pour le dollar canadien et la lire italienne, les variations des niveaux relatifs des

---

3. Voir Annexe B.

4. Techniquement, les hypothèses conjointes correspondent à l'hypothèse "nulle" des tests statistiques.

5. Au seuil de signification de 95 %.

6. Les quatre combinaisons échéances-monnaies pour lesquelles les hypothèses conjointes n'ont pas été rejetées ont été le mark allemand à un et à trois mois et la livre sterling à six et à 12 mois.

prix (indices implicites du PIB ou de la DNB) ne semblent pas avoir été intégralement prises en considération sur le marché des changes. Comme les hypothèses conjointes ont été rejetées, nous avons conclu que le marché des changes pour chaque monnaie n'est pas efficient, qu'il existe des primes de risque variables ou les deux.

Nous avons découvert qu'il existe un assez haut degré de similarité entre les coefficients des équations estimées pour des sous-périodes de deux ans, ce qui nous a incités à nous demander si l'on pourrait faire un profit en appliquant des règles élémentaires aux opérations de change[7]. Les résultats que nous avons obtenus démontrent que le simple fait d'acheter à terme la monnaie du pays qui a le taux d'intérêt nominal le plus élevé aurait été une stratégie rentable dans le cas de presque toutes les monnaies et échéances; dans la plupart des cas, les probabilités de perte auraient été inférieures à 20 % après 60 contrats à terme. Une autre stratégie simple, qui consiste à acheter une monnaie dont le cours du comptant est inférieur à la valeur dérivée de la parité des pouvoirs d'achat[8], aurait été très rentable dans le cas de la plupart des échéances des achats de dollars canadiens, de francs français, de lires italiennes et de yen japonais. L'utilisation de méthodes de prévision plus complexes, qui faisaient appel à des équations estimées, s'est révélée moins rentable, probablement en raison des variations que les coefficients subissent avec le temps.

1.3 Interprétation des résultats

Les observations que nous avons faites confirment les conclusions des ouvrages qui sont passés en revue au Chapitre 2, à savoir que le cours du

---

7. Les coûts de transaction ne sont pas considérés de façon spécifique dans les calculs des profits, mais même si l'on en tenait compte, les règles de transaction seraient encore profitables. Ces questions font l'objet d'un examen plus détaillé à l'Annexe B.

8. La parité des pouvoirs d'achat est donnée par le rapport entre les indices implicites du PIB ou du PNB des pays concernés, auquel on ajoute un terme constant obtenu à partir de données des périodes antérieures.

terme donne de moins bons résultats que les autres prévisions du cours futur du comptant. Pris dans son ensemble, le large éventail de données empiriques qui conduisent à rejeter l'hypothèse de l'efficience spéculative est très convaincant. Toutefois, il est impossible en principe d'établir si cette conclusion est due au manque d'efficience du marché, aux variations des primes de risque ou à ces deux éléments.

Nous avons tendance à interpréter ce rejet des hypothèses conjointes comme une preuve du manque d'efficience des marchés des changes, et ce pour deux raisons. Premièrement, il n'a pas été possible d'établir de lien entre les erreurs de prévision du cours effectif du terme et les déterminants théoriques des primes de risque[9]. Deuxièmement, dans la plupart des cas où l'on a rejeté les hypothèses conjointes, le rejet s'explique parce que les valeurs connues des variables telles que les écarts entre les taux d'intérêt et les niveaux des prix relatifs ajoutent une dose significative d'information à celle qui est déjà contenue dans le cours du terme et permettent de mieux expliquer l'évolution future du cours du comptant. Comme ces variables ne sont pas des mesures plausibles des risques de change, il semblerait que les renseignements qu'elles apportent aient été soit systématiquement ignorés, soit considérés en partie seulement dans la formation des attentes relatives au taux de change[10].

Quand nous parlons de prime de risque, nous pensons à la différence, exprimée en unités de la monnaie nationale, entre le cours futur anticipé de la devise étrangère et le cours du terme affiché de cette même devise. La prime de risque sur une devise étrangère, si prime il y a, peut être

---

9. Voir J. Frankel (1979b, 1982a, 1982b), Dooley et Isard (1983), par exemple, et le Chapitre 2 de la présente étude. Si les divergences observées entre les cours futurs du comptant et les cours du terme sont considérées comme des primes de risque, il faut conclure que les risques inhérents aux monnaies changent d'une façon que ne peuvent expliquer empiriquement les variables de substitution du risque comme l'endettement net et les volumes d'avoirs respectifs.

10. Cela ne signifie pas que les participants au marché aient été irrationnels au sens courant du mot. Le traitement de l'information implique des coûts élevés. Ce que nous montrons, c'est que le marché n'a pas atteint un certain stade, celui où il tient compte de toute l'information relative à deux variables économiques importantes.

positive ou négative, et s'accompagne par définition d'une prime de signe opposé sur la monnaie nationale. Comme il est impossible que les résidents d'un pays donné et ceux de l'étranger obtiennent en même temps des primes positives sur la monnaie de l'autre pays, cette prime ne peut avoir pour seule origine la "variabilité" des taux de change. Toutefois, comme les risques courus dépendent de l'offre de titres de créance libellés dans une monnaie particulière et de la position nette en devises du pays, les primes de risque devraient, en situation d'équilibre, être liées en grande partie à la fois au volume relatif des titres de créance émis dans différentes monnaies par les gouvernements et aux positions nettes en devises des pays concernés[11].

On a découvert dans certaines études empiriques que des variables de risque, comme celles dont nous venons de parler, exercent une influence sensible sur les cours du comptant[12]. Toutefois, cela ne contredit pas directement notre conclusion que les marchés des changes n'exploitent pas toute l'information disponible, puisque les équations estimées qui comprennent les variables de stocks relatifs ne montrent généralement pas que seuls les changements imprévus des autres variables explicatives (niveaux des prix relatifs, des taux d'intérêt, etc.) sont à l'origine des variations imprévues du cours du comptant. Ce devrait être le cas si les marchés étaient efficients.

1.4 Implications pour la politique

Les résultats empiriques obtenus sur l'efficience des marchés des changes influent directement sur la question de savoir si les autorités monétaires devraient ou non avoir une politique de taux de change. Si les marchés étaient efficients et les primes de risque constantes, les taux de change varieraient en fonction de l'information disponible sur le marché. L'intervention ne serait alors justifiée que si les pouvoirs publics

---

11. L'Annexe F contient une explication intuitive de la prime de risque.

12. Voir R.D. Haas et W.E. Alexander (1979) et W. Branson, H. Halttunen et P. Masson (1977).

possédaient de meilleurs renseignements sur les aspects fondamentaux de l'économie que ceux dont disposent les autres agents et que si ces renseignements ne pouvaient pas être publiés rapidement.

De ce point de vue, le rejet des hypothèses conjointes de l'efficience du marché et de la constance des primes de risque est important. Que l'on interprète ces faits comme une preuve que le marché n'est pas efficient ou comme une preuve qu'il existe des primes de risque variables, la question de l'efficacité d'une politique de change interventionniste reste à trancher.

La première interprétation donne à penser que les marchés des changes ne tiennent pas compte de toute l'information disponible sur les variables économiques importantes. Cela peut être dû au fait que le coût du traitement de l'information est élevé pour les cambistes indépendants et que le montant de capitaux privés susceptibles d'être affectés à des opérations de spéculation à long terme est limité. Même si les cambistes indépendants s'efforcent d'obtenir et d'analyser les renseignements qui permettent de prédire des variations à très court terme des taux de change, il reste que les modèles très complexes contenant les variables causales fondamentales ne permettent pas d'effectuer des prévisions à court terme qui soient de loin meilleures que celles qu'on peut faire avec certaines méthodes assez élémentaires, comme par exemple l'utilisation de la tendance récente du taux de change lui-même à des fins de prévision. Il n'est donc pas surprenant que de temps à autre un changement du taux de change fasse boule de neige. Une fois déclenché, le processus s'alimente de lui-même, en ce sens que les extrapolations faites à partir de l'évolution récente constituent d'assez bonnes prévisions. Dans ces conditions, le marché n'accorde pas aux données macroéconomiques l'importance qu'il devrait, compte tenu des objectifs de la politique économique. Selon cette interprétation, les mesures prises pour influencer le taux de change pourraient donc constituer un élément utile de la politique macroéconomique. L'intervention pourrait avoir une incidence indépendante sur le taux de change si elle influençait les prévisions, condition qui a plus de chances de se matérialiser à court terme qu'à long terme.

La seconde interprétation laisse croire aussi qu'il existe un mécanisme par le biais duquel l'intervention peut influencer le taux de change. Selon la théorie de la gestion des portefeuilles, les facteurs déterminants de la prime de risque dans une opération portant sur une monnaie donnée sont notamment l'encours des créances sur le gouvernement du pays concerné et le montant net des engagements en devises de ce pays. En modifiant la composition des portefeuilles du secteur privé, les opérations officielles faites par le gouvernement de ce pays sur le marché des changes modifieraient les risques courus dans les diverses monnaies. Ainsi, la vente officielle d'une devise étrangère ferait augmenter la prime de risque de cette devise nécessaire pour assurer l'équilibre des portefeuilles; cette vente exercerait une pression à la baisse sur le cours de la devise concernée. Dans ces circonstances, l'intervention stérilisée pourrait exercer un effet permanent sur le taux de change.

Toutefois, comme nous l'avons déjà souligné, les recherches menées jusqu'à présent sur l'efficience des marchés des changes n'ont pas donné de résultats concluants lorsque les avoirs nets en devises servaient de variables de substitution du risque. Cela voudrait dire que des interventions qui ne sont pas appuyées par d'autres politiques n'ont probablement guère d'effet sur les taux de change à moyen terme et à long terme et que leur efficacité est limitée à des objectifs à plus court terme, comme l'atténuation des fluctuations au jour le jour des taux de change.

CHAPITRE 2

REVUE DES TESTS EMPIRIQUES DE L'EFFICIENCE DES MARCHÉS DES CHANGES

2.1 Introduction

Dans le présent chapitre, nous passons en revue les études empiriques relatives à l'hypothèse de l'efficience des marchés des changes (à savoir que ces marchés sont efficients lorsque les taux de change reflètent pleinement l'information pertinente disponible).

On sait fort bien que le marché élimine rapidement les gains sans risques provenant d'opérations d'arbitrage avec couverture des risques de change. On a observé que la parité des taux d'intérêt avec couverture des risques de change des titres comparables libellés en différentes devises se vérifie de façon très précise sur les euromarchés [Frenkel et Levich, (1975)]. Le maintien de cette parité est une condition nécessaire de l'efficience du marché des changes, mais cette condition n'est pas suffisante car elle ne dit rien des possibilités de réaliser des superprofits qui ne seraient pas exploitées par les spéculateurs. La plupart des études portant sur cette question cherchent à établir si le cours du terme est la meilleure prévision du cours futur du comptant, c'est-à-dire une prévision dont les erreurs ne comportent pas de biais, ont une variance minimale et ne sont pas autocorrélées. Lorsque ces conditions sont remplies, on dit que le marché fait preuve "d'efficience spéculative"[1].

Le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative ne signifie pas nécessairement que le marché n'est pas efficient et qu'il ne tient pas compte de l'information pertinente. Le cours du terme peut s'écarter systématiquement du cours anticipé du comptant si les primes de risque et les coûts de transaction sont tellement élevés que les spéculateurs ne cherchent pas à combler l'écart. Le fait qu'il y ait des écarts qui soient biaisés dans un sens, qui soient substantiels par rapport à ceux

---

1. Bilson (1981) utilise l'expression "speculative efficiency".

qu'on obtient avec d'autres modèles de prévision ou qui affichent un autre profil prévisible, implique le rejet d'au moins une des trois sous-hypothèses rattachées à celle de l'efficience spéculative. Soit que les coûts de transaction et/ou les primes de risque sont significatifs, soit que les marchés des changes ne sont pas efficients, ou les deux.

Si nous insistons autant sur ce point, c'est parce que nous avons trouvé dans les travaux que nous avons examinés une masse substantielle de données réfutant l'hypothèse de l'efficience spéculative. Le report à lui seul constitue une mauvaise prévision de la variation du taux du comptant. Cette constatation vaut pour la quasi-totalité des monnaies étudiées et pour diverses périodes.

Dans la prochaine section, nous examinons les tests statistiques auxquels a été soumise l'hypothèse de l'efficience spéculative et, dans la dernière section du chapitre, nous cherchons à déterminer si ces tests révèlent des erreurs de prévision systématiques ou tout simplement les effets des primes de risque.

2.2 Tests de l'efficience spéculative

L'hypothèse de l'efficience spéculative peut être soumise à cinq types de tests : i) l'examen des propriétés statistiques de la différence entre le cours du terme et le cours ultérieur du comptant, cette différence - $e_t = s_t - f_{t-1}$ - étant considérée comme une erreur de prévision[2]; ii) les tests de régression du cours du comptant par rapport au cours retardé du terme ou de la variation du cours du comptant par rapport au déport (report) retardé; iii) les tests effectués sur les séries chronologiques des erreurs de prévision pour déterminer si ces dernières suivent un profil prévisible imputable à leur propre comportement passé ou à celui d'autres variables connues; iv) les tests comparant la précision des prévisions effectuées à l'aide du cours du terme avec celles des prévisions effectuées à l'aide d'autres méthodes;

---

2. Toutes les variables de cette étude sont exprimées en logarithmes. Ainsi s_t est le logarithme du cours du comptant à la période t et f_{t-1} le logarithme du cours du terme à la période t-1.

v) les tests sur la rentabilité de certaines stratégies de transaction.

Le dollar É.-U. est utilisé comme monnaie de référence dans la plupart des tests, mais il est peu probable que l'utilisation d'une autre devise aurait produit des résultats très différents [Hansen et Hodrick (1981)]. Certes, les résultats obtenus par divers auteurs dépendent dans une certaine mesure du terme utilisé dans les calculs du taux de change, mais non pas de manière à modifier considérablement les conclusions de la présente étude.

2.2.a Propriétés statistiques de l'erreur de prévision

Pour se faire une idée de l'ampleur de la signification statistique de l'erreur de prévision, on examine généralement la moyenne arithmétique, l'erreur absolue moyenne et l'erreur quadratique moyenne. La distribution de l'erreur est aussi décrite par le pourcentage d'erreurs contenues dans une fourchette donnée ainsi que par d'autres mesures de dispersion.

Le cours du terme ne semble pas prédire de façon très précise le cours futur du comptant. Levich (1979b), par exemple, présente des données sur neuf monnaies ainsi que sur leurs cours à trois mois pour la période allant de 1967 à 1978. Dans les tests effectués par Levich, les erreurs moyennes de prévision se sont révélées statistiquement significatives pour la plupart des monnaies et pour la majeure partie de la période étudiée; même pour toute la période de douze ans, les erreurs moyennes se sont révélées significativement différentes de zéro. On observe par conséquent certains signes de biais même si, en termes économiques, ceux-ci semblent faibles sur longue période. Si le biais représente une prime de risque, cette prime est de toute évidence variable sur longue période : certaines années, on considère qu'une monnaie est risquée (le cours du terme est alors en moyenne inférieur au cours futur du comptant) alors qu'à d'autres périodes on considère qu'elle est fiable (le cours du terme est alors en moyenne supérieur au cours futur du comptant).

Pour les prévisions faites trois mois d'avance sur la période allant de 1967 à 1978, Levich a obtenu une erreur absolue moyenne d'environ 3 % pour presque toutes les principales monnaies.

De plus, la proportion de la variance du cours futur du comptant expliquée par le cours du terme est faible [Dooley et Isard (1979), Frankel (1980) et Agmon et Amihud (1981)]. Mentionnons à titre d'exemple que, pour la période 1973-1978, Dooley et Isard ont trouvé, dans le cas du taux de change dollar É.-U.-mark allemand, un coefficient de corrélation de 0,19 entre le report à trois mois retardé et la variation du cours du comptant.

Ces statistiques descriptives résument bien certains aspects pertinents des données. Levich (1979a) et d'autres soutiennent toutefois que ces résultats ont des implications ambiguës pour la notion d'efficience du marché des changes, car il est impossible de faire abstraction des coûts de transaction, des primes de risque et des déplacements possibles du profil des erreurs d'une période à l'autre.

2.2.b Régressions du cours du comptant par rapport au cours retardé du terme

Les équations visant à tester l'hypothèse de l'efficience spéculative peuvent être estimées avec, comme variable dépendante, soit le niveau du cours du comptant[3] :

$$s_t = a + bf_{t-1} + u_t \qquad (1)$$

où s_t représente le logarithme du cours du comptant à la période t, f_{t-1}, le logarithme du cours du terme d'une période affiché à la période précédente et u_t, l'erreur résiduelle;

soit la variation du cours du comptant :

$$\Delta s_t = a + b(f_{t-1}-s_{t-1}) + u_t \qquad (2)$$

---

3. Par souci de simplicité, nous avons formulé les équations comme si l'échéance des contrats à terme correspondait à la périodicité des données. En fait, ce n'est pas le cas dans un grand nombre d'études.

L'hypothèse "nulle" selon laquelle le cours du terme est une prévision efficace implique que a est égal à 0, que b est égal à 1 et que les résidus ne sont pas autocorrélés.

Les tests effectués à l'aide de l'équation (1) tendent à confirmer l'hypothèse "nulle" [Frenkel (1977), Stockman (1978) et Longworth (1981), quoiqu'on trouve des exceptions dans Frenkel (1977), Frankel (1980), ainsi que dans Baillie, Lippens et McMahon (1981)]. Ce test est toutefois très faible, car il attribue au cours du terme la capacité de prévision qu'on peut attribuer au cours du comptant retardé, ces deux cours étant étroitement liés par les opérations d'arbitrage des taux d'intérêt avec couverture des risques [Tryon, (1979)]. Certains chercheurs ont tenté récemment d'élaborer des tests possédant un plus grand pouvoir de distinction.

On fait un pas dans cette direction en estimant l'équation (2), au lieu de l'équation (1), de façon à déterminer la précision avec laquelle le report contribue à prévoir la variation du cours du comptant [Porter (1971), Tryon (1979), Levich (1979b), Agmon et Amihud (1981), Longworth (1981), Cumby et Obstfeld (1982)]. Il en résulte que, même si l'hypothèse "nulle" est souvent acceptée, l'écart type du coefficient du report est si élevé que ce coefficient est rarement différent de zéro de façon significative et, de fait, il est dans bien des cas affecté d'un signe contraire au signe attendu. Ainsi, le report ne permet pas d'obtenir de prévisions plus exactes que celles découlant de l'hypothèse d'absence de variation des cours. Une telle comparaison n'étant guère astreignante, l'uniformité des résultats obtenus, quelles que soient la monnaie et la période considérées, infirme considérablement l'hypothèse de l'efficience spéculative.

Baillie, Lippens et McMahon (1981) ont testé un modèle autorégressif, à deux variables, du cours à 30 jours et du cours du comptant. A l'aide de données hebdomadaires, ils ont réfuté les contraintes linéaires qu'implique l'efficience spéculative pour l'ensemble des six monnaies qu'ils ont étudiées.

2.2.c Tests d'autocorrélation des erreurs de prévision

Un certain nombre d'auteurs ont soumis l'erreur de prévision à des tests d'autocorrélation. Les équations utilisées à cette fin se présentent comme suit :

$$e_t = c + d_1 e_{t-1} + d_2 e_{t-2} + \ldots + u_t \qquad (3)$$

L'hypothèse d'efficience implique que le coefficient c et tous les d sont nuls; sinon, les erreurs de prévision ont une tendance prévisible, dont le marché n'a pas tenu compte. Cumby et Obstfeld (1981), Dooley et Shafer (1982), Meese et Singleton (1980) et Papadia (1981) ont découvert qu'il existe à cet égard un certain degré d'autocorrélation incompatible avec l'erreur aléatoire qui serait associée à une prévision efficace.

Le fait que d'autres variables connues au moment de la prévision soient intégrées à l'équation améliore la qualité des tests au point de vue statistique. L'équation suivante est un exemple du type des équations qui ont été estimées de cette façon :

$$e_t = c + de_{t-1} + \sum_j d_j e^j_{t-1} + u_t \qquad (4)$$

où e^j_{t-1} est l'erreur de prévision relative à une autre monnaie, j.

Geweke et Feige (1979) ont estimé l'équation (4) dans une étude sur sept monnaies. L'hypothèse "nulle" n'a pas été réfutée par les tests à une équation dans le cas de six des sept monnaies étudiées, mais elle a été facilement réfutée par un test sur l'ensemble des équations. Geweke et Feige attribuent ce résultat à la plus grande puissance de ce dernier test.

Des méthodes ont été mises au point dans le but de produire des estimations asymptotiquement "non biaisées" de la variance d'erreur quand

la périodicité des données est plus brève que la durée des contrats[4]. Cela permet de considérer un plus grand nombre de données, et par conséquent d'accroître la précision des résultats, en réduisant les écarts types contenus dans les estimations. Hansen et Hodrick (1980) ont estimé des équations analogues aux équations (3) et (4) en utilisant les données hebdomadaires des cours du change à terme (13 semaines). La spécification où interviennent comme variables explicatives les erreurs de prévision sur plusieurs monnaies [équation (4)] produit des résultats qui infirment l'hypothèse "nulle" dans les cas du dollar canadien, du mark allemand et du franc suisse, mais qui la confirment pour quatre autres monnaies testées. La spécification qui n'utilisait que les valeurs retardées des erreurs relatives à la monnaie testée [équation (3)] a donné des résultats qui ne réfutent l'hypothèse "nulle" que dans le cas du mark, ce qui fait penser que ce test serait moins précis.

2.2.d Tests des prévisions

Un modèle qui explique mieux les données que le cours du terme durant la période d'estimation ne fait pas nécessairement de meilleures prévisions ex ante. Il semble exister deux méthodes valables pour comparer l'efficacité des prévisions. L'une consisterait à employer des modèles si élémentaires que l'information qu'ils contiennent peut être appréhendée rapidement. A cet égard, les travaux dont nous avons parlé à la section 2.2.c à propos de l'autocorrélation simple des erreurs de prévision indiquent que certains ajustements élémentaires permettraient d'améliorer considérablement la qualité des prévisions faites à l'aide du cours du terme. La seconde méthode consisterait à employer des modèles dotés d'une structure plus complexe mais à s'assurer que tant les

---

4. Les estimations des moindres carrés ordinaires ne produisent pas de biais au niveau des coefficients, mais elles sous-estiment la variance de l'erreur, car le terme d'erreur peut être considéré comme une moyenne mobile. L'accroissement effectif des observations est moindre que l'augmentation numérique parce que les horizons prévisionnels chevauchent les observations concernées.

paramètres que les variables exogènes utilisés sont dérivés exclusivement de données connues au moment de la prévision.

Une généralisation simple des équations (1) et (2) ferait intervenir le cours retardé du comptant comme autre facteur de régression doté d'un coefficient qui n'est assujetti à aucune contrainte :

$$s_t = b + cf_{t-1} + ds_{t-1} + u_t \qquad (5)$$

Cette équation équivaut à l'équation (1) si d = 0 et à l'équation (2) si d = 1-c. L'hypothèse "nulle" est celle de b = 0, c = 1 et d = 0. Longworth (1981) a montré que cette hypothèse ne se vérifie pas dans le cas du dollar canadien. Le coefficient d a toujours été beaucoup plus grand que zéro et n'a pas toujours été très différent de l'unité, tandis que c était beaucoup plus petit que l'unité et n'était pas très différent de zéro. La conclusion de Longworth que le cours actuel du comptant est une prévision non biaisée et que le cours du terme n'ajoute aucun élément nouveau est conforme aux conclusions auxquelles est parvenu Solnik (1978) dans des travaux sur d'autres monnaies, ainsi qu'à celles de Meese et Rogoff (1981). Ces conclusions semblent se vérifier quelle que soit la période retenue.

Bilson (1981) a utilisé les moindres carrés généralisés en imposant aux coefficients des restrictions sur plusieurs équations, et ce, en vue d'estimer conjointement des équations du type de notre équation (2) pour neuf taux de change. Étant donné la puissance supplémentaire que les techniques de Bilson apportent au test, il n'est pas surprenant que ce dernier ait obtenu des résultats qui réfutent aussi l'hypothèse "nulle".

Pour expliquer les niveaux des taux de change, les modèles structurels font appel à des variables causales fondamentales, comme les niveaux des prix intérieurs, les écarts entre les taux d'intérêt, les variables de balance des paiements, les masses monétaires respectives et les avoirs nets en monnaies étrangères. D'après Boothe [2], les prévisions ex ante faites sur le dollar canadien à l'aide des modèles structurels canadiens sont de loin supérieures à celles qui sont faites avec le cours du terme. Meese et Rogoff (1981) ont obtenu des résultats

contradictoires, présentant le cours du terme comme une prévision supérieure dans les cas du mark allemand et de la livre sterling, mais inférieure dans le cas du yen. Par conséquent une question très importante reste malheureusement sans réponse : les résultats obtenus par Boothe semblent indiquer que les données relatives aux variables fondamentales ne sont pas prises en considération de façon efficace dans la formation des anticipations concernant le taux de change, tandis que les résultats obtenus sur le sujet par Meese et Rogoff sont ambigus. Si les inefficacités observées dans la détermination du taux de change tiennent dans une large mesure au peu d'attention accordé par le marché à l'évolution connue de certaines variables fondamentales, la réalisation des objectifs macroéconomiques peut être gravement compromise. (L'application de politiques appropriées permettrait peut-être d'éviter un tel risque.)

2.2.e Rentabilité des stratégies de transaction

Un grand nombre des travaux que nous venons d'analyser implique l'existence de stratégies simples, dont l'application aurait permis de réaliser des profits ex ante positifs[5]. Si les profils des erreurs de prévision sont assez stables d'une période à l'autre, ils offrent aux spéculateurs des possibilités de réaliser des bénéfices. Frankel (1980) et Longworth (1979) ont présenté des calculs prouvant que ces bénéfices sont considérables. Dooley et Shafer ont exposé en 1976 quelques méthodes de filtrage simples qui auraient permis de réaliser des bénéfices nets pour la période allant de 1973 à 1975; en 1982, ils n'ont pas trouvé de preuve que la rentabilité de ces filtres avait diminué.

D'autres preuves de l'existence de possibilités inexploitées de profit ont été fournies par Bilson (1981) et Boothe [2]. D'après les résultats qu'ils ont obtenus dans des tests s'étendant au-delà de la

---

5. La spéculation peut se faire tant sur le marché du comptant que sur le marché du terme. Ces deux marchés se valent pour les fins de la présente étude, à cause de la parité des taux d'intérêt avec couverture [Tsiang (1959)].

période-échantillon, Bilson et Boothe soutiennent que des équations et des données facilement accessibles auraient permis d'obtenir des revenus anticipés beaucoup plus élevés que les coûts de transaction. Il n'y a pas de mesure acceptée du taux de rendement des opérations de spéculation à terme, mais, comme le capital immobilisé n'est constitué que par la marge obligatoire, qui peut être rémunérée au taux d'intérêt du marché, il semble évident que les rendements anticipés découlant des stratégies proposées auraient été élevés.

Alors que les premiers auteurs doutaient que le manque d'efficience décelé à l'intérieur de la période-échantillon persisterait assez longtemps pour pouvoir être exploité, des travaux plus récents indiquent au contraire que ce manque d'efficience a été assez durable. On n'a toutefois pas établi que les risques accrus qu'il faudrait courir pour réaliser les profits anticipés auraient été acceptables pour les investisseurs.

2.2.f Manque d'efficience du marché ou prime de risque?

Dans les sections précédentes, nous avons défini la différence entre le cours du comptant et le cours retardé du terme comme une erreur de prévision, car nous nous intéressions à la précision que présentait le cours du terme lui-même en tant que prévision. Cependant, le cours du terme n'est pas nécessairement égal au cours anticipé du comptant, puisque le marché peut être amené, par aversion pour le risque, à exiger des primes de risque sur certaines monnaies[6]. En général, le cours du terme est égal au cours anticipé du comptant augmenté de la prime de risque. Le cours du terme d'une monnaie particulièrement risquée sera en moyenne inférieur au cours prévu de cette monnaie [Levich (1979a)]. Cela ne

---

6. L'existence de coûts de transaction ne peut expliquer qu'une faible part de la variation du terme d'erreur. Utilisant une technique indirecte élaborée par Frenkel et Levich (1975), McCormick (1979) estime que le coût d'une opération à sec ne dépasse pas 0,09 %. Mais l'écart entre les cours acheteurs et vendeurs des monnaies faisant l'objet de beaucoup de transactions, soit le coût d'une transaction à deux volets, est en général inférieur à 0,1 %. Voir Annexe B.

constitue pas un biais de prévision, mais un rendement ex ante que reçoit le porteur d'un avoir risqué.

Un grand nombre d'auteurs préfèrent considérer le rejet de l'hypothèse de l'efficience spéculative comme une preuve que les primes de risque sont significatives et variables et retiennent l'hypothèse que les anticipations se forment de façon efficace [Meese et Singleton (1980), Cumby et Obstfeld (1981), Hansen et Hodrick (1981), et Dooley et Shafer (1982), par exemple].

Cependant, il est difficile d'interpréter les profils effectifs des erreurs de façon plausible en termes de primes de risque. Par exemple, en s'appuyant sur les erreurs moyennes calculées pour la période 1967-1978 par Levich (1979b), on serait amené à conclure que le mark allemand, le franc suisse et le yen étaient considérés comme plus risqués que la livre sterling et le dollar canadien. Les travaux effectués par Hansen et Hodrick (1981) en vue de trouver, à l'aide de techniques statistiques perfectionnées, une variable latente qui représenterait les facteurs de risque ont abouti à des conclusions similaires. L'explication la plus simple de ce fait est que le marché n'avait pas prévu la rapidité avec laquelle le mark, le franc suisse et le yen allaient s'apprécier pendant la période-échantillon. Bilson (1981) fait ressortir que le ratio profits/risque d'une stratégie de transaction basée sur les équations qu'il a estimées semble, dans tous les cas, trop élevé pour constituer une récompense normale des risques courus.

Frankel (1979a) a étudié les déterminants théoriques des primes de risque dans un modèle d'équilibre des portefeuilles. Il a montré que, à cause des risques de caractère compensatoire que doivent prendre résidents et non-résidents, le risque de change peut, en l'absence de dette publique, être entièrement diversifié et que, par conséquent, les primes de risque sur les cours du terme peuvent disparaître même dans un contexte d'aversion pour le risque. Ainsi, théoriquement, il convient de lier les primes de risque sur les monnaies à l'encours de la dette publique en monnaie nationale. Les tests économétriques approfondis que Frankel (1979b, 1982a, 1982b) a effectués en utilisant ces mesures du risque et

d'autres mesures théoriquement justifiables (variance du taux de change, encours des engagements nets en monnaies étrangères) n'expliquent pas les écarts qu'affichent les variations du taux de change par rapport au report. Longworth (1979) a trouvé que, même si certaines variables représentant le risque entrent de façon significative dans les équations estimées pour le dollar canadien, le coefficient estimé du report est significativement différent de l'unité et par conséquent incompatible avec l'hypothèse de l'efficience du marché des changes.

En outre, les autres variables qui permettent d'améliorer la capacité des prévisions faites avec le seul cours du terme, soit les écarts entre les taux d'intérêt, les cours retardés du comptant et les variations du niveau des prix relatifs, ne sont pas des mesures de risque théoriquement justifiables, ce qui tend déjà à privilégier l'hypothèse de l'existence d'une information inexploitée plutôt que celle de l'existence de facteurs de risque.

Il est impossible de nier l'existence des primes de risque sur les marchés des changes. Les conditions théoriques de l'absence des primes de risque, telles que la possibilité de substitution parfaite des monnaies et l'absence de dettes du secteur public, sont limitatives et ne semblent pas pouvoir se vérifier dans la pratique. Mais il n'y a pas de preuve que l'ensemble des écarts systématiques entre le cours retardé du terme et le cours du comptant puisse s'expliquer comme des variables de risque observables. Ainsi, les résultats des recherches que nous venons de résumer nous portent à conclure que les marchés des changes ne sont pas efficients.

CHAPITRE 3
APERÇU DES TESTS EMPIRIQUES

3.1 Introduction

Dans le chapitre d'introduction, nous avons indiqué que la présente étude avait pour objet de répondre à une série de questions portant sur le comportement des taux de change. Comme nous l'avons mentionné au Chapitre 1, notre objectif principal est de déterminer si le marché des changes est efficient, autrement dit si le taux de change prend toujours en considération toute l'information pertinente. Si le marché ne semble pas efficient en ce sens, nous aimerions déterminer le type d'information dont il ne tient pas compte systématiquement.

La méthode que nous avons utilisée dans cette étude consiste à estimer des équations de prévision du cours du comptant et à les soumettre à une série de tests. Les tests décrits ci-après constituent réellement des tests des hypothèses conjointes de l'efficience du marché et de l'absence de primes de risque variables[1]. Par conséquent, le rejet de ces hypothèses pourrait indiquer que l'une ou l'autre des conditions, ou même les deux, ne sont pas vérifiées[2].

La démarche suivie dans le présent chapitre est la suivante : à la section 3.2, nous décrivons les équations de régression qui ont servi à examiner l'hypothèse de l'efficience. A la section 3.3, nous exposons une règle simple de transaction basée sur les prévisions établies à partir d'équations semblables à celles qui sont décrites à la section 3.2. Nous utilisons cette règle dans les chapitres subséquents pour examiner la

---

1. Nous supposons implicitement que les coûts de transaction sont trop faibles pour avoir de l'importance. Nous fondons cette supposition sur l'observation des écarts existant entre les cours acheteurs et vendeurs faibles. On trouvera à l'Annexe B une description détaillée des coûts de transaction.

2. Il convient de noter, cependant, que la présence des hypothèses conjointes ne réduit pas l'importance du soutien que les tests apportent à l'hypothèse de l'efficience lorsque le marché ne semble pas avoir négligé certains renseignements disponibles.

rentabilité des opérations spéculatives. Il est à noter que, tout au cours de cette étude, nous avons eu recours à des données qui étaient connues lorsque les contrats à terme ont été conclus. L'Annexe A renferme des explications détaillées sur la compilation des données et sur d'autres points d'ordre technique. A l'Annexe E, nous soutenons que les interventions des autorités ne devraient pas influencer les résultats des tests dont il est question dans cette étude.

3.2 Tests statistiques utilisant des équations de régression

On trouvera dans cette section une description des tests économétriques formels auxquels nous avons soumis les hypothèses conjointes. Nous avons conçu ces tests de façon à déterminer s'il était possible d'améliorer la prévision du cours futur du comptant par rapport à celle donnée par le cours du terme, ce, en utilisant l'information connue de tous les participants au marché, y compris le cours du terme lui-même. Comme la théorie économique indique que les écarts entre les taux d'intérêt de deux pays et les niveaux de leurs prix relatifs peuvent, eux aussi, influencer le taux de change, les tests effectués ont visé à établir si l'information détenue sur ces variables[3] au moment où les contrats à terme ont été conclus aidait à améliorer les prévisions du niveau des taux de change[4]. Si nous parvenons à découvrir un ensemble de variables qui produisent une meilleure prévision du cours futur du comptant que celle que donne le cours du terme, alors nous serons fondés à rejeter les hypothèses conjointes.

---

3. Ces variables ont été choisies du fait qu'on peut facilement se les procurer pour tous les pays considérés dans l'étude du Groupe des Sept. On aurait pu utiliser aussi des variables de balance des paiements.

4. Un soin particulier a été apporté au choix des données utilisées dans la présente étude pour que le cours du comptant et le cours du terme en début de période soient ceux d'un même moment et pour que correspondent la date de valeur du cours du terme et celle du cours futur du comptant. Tous les indices de prix utilisés auraient été connus des participants; nous avons utilisé des données préliminaires non révisées et pris les délais de publication en considération. L'Annexe A renferme une description détaillée de ces données.

La relation de parité des taux d'intérêt avec couverture des risques de change permet d'utiliser le report comme mesure de l'écart entre les taux d'intérêt[5]. Les prix relatifs sont dérivés des indices implicites de la DNB, qui ne sont révisés que lorsque de nouveaux chiffres sont publiés. [En théorie, ces séries sont celles qui se prêtent le mieux à une mesure globale de la parité des pouvoirs d'achat (ppp)].

A l'aide de ces données, nous avons testé les hypothèses conjointes à partir des équations de régression suivantes :

$$s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t) + u_t \qquad (1)$$

$$s_{t+k} = a + bf_t^k + cs_t + u_t \qquad (2)$$

$$s_{t+k} = a + bf_t^k + c(f_t^1 - s_t) + u_t \qquad (3)$$

$$s_{t+k} = a + bf_t^k + c(s_t - ppp_t) + d(f_t^1 - s_t) + u_t \qquad (4)$$

$$s_{t+k} = a + b(f_t^k - s_t) + cs_t + d(ppp_t) + u_t \qquad (5)$$

où

s_t est le logarithme du cours du comptant du dollar É.-U.,

s_{t+k} est le logarithme du cours du comptant qui sera en vigueur dans k mois,

---

5. Grâce à cette mesure, il n'est pas nécessaire d'essayer de trouver les actifs financiers les plus comparables pour chaque pays puisque le choix du marché se reflète dans le report. Dans une étude publiée en 1975, Frenkel et Levich concluaient que les relations concernant l'arbitrage entre taux d'intérêt avec couverture des risques de change étaient vérifiées sur les euromarchés et que les écarts étaient inférieurs aux coûts de transaction.

f_t^k est le logarithme du cours du terme à k mois,

ppp_t est le logarithme du rapport de l'indice implicite du PNB ou du PIB du pays à l'indice implicite du PNB des États-Unis, et

u_t est le terme d'erreur.

Si les hypothèses conjointes de l'efficience du marché et d'absence de primes de risque se vérifient, alors b = 1 et a = c = d = 0[6]. (S'il existe une prime de risque constante, il n'est pas indispensable que a soit égal à zéro.)

Ces cinq équations, qui ont été choisies avant le début de la présente étude pour éviter les biais de pré-sélection, ont l'interprétation suivante : l'équation (1) peut servir à déterminer si le report actuel ($f_t - s_t$) est une prévision non biaisée de l'évolution future du cours du comptant. L'équation (2) peut servir à établir si le cours actuel du comptant ajoute quoi que ce soit au cours du terme dans l'explication du cours futur du comptant. Les équations (3) et (4) peuvent être utilisées pour déterminer si l'écart entre les taux d'intérêt à un mois ainsi que le taux de change réel connu (soit le cours du comptant modifié par le rapport des niveaux des prix) aident à expliquer le cours futur du comptant. L'équation (5) permet de déterminer si le cours du comptant et le niveau des prix relatifs en vigueur durant la période contribuent à expliquer le cours futur du comptant, compte tenu du cours actuel du terme.

3.3 Une règle simple de transaction

Nous examinons ici de quelle façon les prévisions relatives à chaque échéance peuvent être combinées à une règle simple de transaction pour établir s'il existe des possibilités inexploitées de réaliser des opérations spéculatives rentables. Nous utiliserons pour cela des

---

6. Sauf à l'équation (5) où, au lieu de c = 0, le coefficient total de s, c - b, est égal à zéro.

prévisions faites à l'aide des cinq équations ci-dessus pour éviter le biais de pré-sélection fondé sur le meilleur ajustement pour l'ensemble de la période-échantillon. Nous retiendrons aussi trois stratégies suggérées par l'ensemble des résultats statistiques.

Dans un premier temps, les cinq équations ont été estimées à partir de données portant sur une période d'environ trois ans pour les diverses échéances des opérations à terme de façon à produire des prévisions des taux de change futurs. Ces prévisions ne s'appuyaient donc que sur les variables et les coefficients que l'on aurait pu aisément dériver de l'information détenue au moment de la conclusion de chaque contrat. Chaque mois, les équations ont été réestimées pour tenir compte des plus récentes données disponibles. Des prévisions ont été établies pour chaque échéance, le nombre de prévisions relatives à chacune d'elles variant en fonction de la disponibilité des données.

Pour que les opérations spéculatives faites sur le marché du terme soient rentables, le cambiste doit prévoir correctement le signe de l'erreur contenue dans le cours du terme. A cette fin, il comparera le niveau prévu du cours futur du comptant avec le cours du terme. Notre règle de transaction, qui s'appuie sur cette comparaison, peut être résumée de la façon suivante :

$$\text{Si } S^{*k}_t > F^k_t, \text{ alors } Z^k_t = 1{,}0 \text{ (acheter des devises à terme),}$$

$$\text{si } S^{*k}_t < F^k_t, \text{ alors } Z^k_t = -1{,}0 \text{ (vendre des devises à terme),}$$

les profits peuvent être formulés de la façon suivante :

$$\pi^k_t = Z^k_t.(S_{t+k} - F^k_t)$$

La prévision relative au cours du comptant dans k mois est représentée par S^{*k}_t; les bénéfices réalisés à partir de cette prévision sont représentés par π^k_t. La règle consiste tout simplement à acheter à

terme un montant de devises étrangères équivalent à un dollar si le cours futur du comptant obtenu dans les prévisions est plus élevé que le cours du terme. Inversement, on vendra à terme des devises étrangères si le cours futur prévu du comptant est moins élevé que le cours actuel du terme. Les bénéfices sont exprimés en taux de rendement par dollar parié. Étant donné que le montant des capitaux nécessaires pour effectuer des achats ou des ventes à terme de devises étrangères est minime, ou peut être nul, et que ces fonds peuvent produire des intérêts au taux pratiqué sur le marché, il est difficile d'exprimer les bénéfices en taux de rendement du capital utilisé.

Nous avons retenu huit stratégies différentes, toutes fondées sur la règle énoncée précédemment. Dans les cinq premières, S^{*k}_t correspondait respectivement aux prévisions ex ante véritables dérivées des équations (1) à (5). La prévision à la base de la sixième stratégie était le cours actuel du comptant, car on a observé, dans les faits, que la variation du taux de change est habituellement inférieure à celle qui avait été prévue à partir du report. La prévision utilisée pour la huitième stratégie fait appel à une version orthodoxe de la parité du pouvoir d'achat (ppp); dans ce cas-ci, il s'agissait du taux de change donné par la parité du pouvoir d'achat du moment, estimée à l'aide d'un terme constant mis à jour tous les mois. La septième stratégie ne comportait aucune prévision ponctuelle du taux de change; elle était plutôt fonction du signe de l'écart entre les taux d'intérêt à un mois :

$$Z^k_t = 1{,}0 \text{ si } S_t > F^1_t$$

$$Z^k_t = -1{,}0 \text{ si } S_t < F^1_t$$

Les coûts de transaction n'ont pas été introduits de façon spécifique dans ces calculs des profits. En pratique, les coûts de transaction sont représentés par l'écart qui existe entre les cours acheteurs et vendeurs.

Si le traitement des coûts de transaction était considéré comme un problème, on pourrait modifier la règle de façon à ne parier que lorsque le rendement prévu est supérieur au coût des transactions à effectuer[7].

---

7. Boothe a démontré en 1981 que le fait de tenir compte des coûts de transaction réduisait quelque peu la rentabilité des règles de transaction fondées sur des équations du cours du dollar canadien par rapport au dollar É.-U. Toutefois, la réduction des profits est généralement moindre que les coûts de transaction pris en considération, et les profits demeurent positifs. Voir Annexe B pour plus de renseignements sur les coûts de transaction.

CHAPITRE 4

RÉSULTATS DES TESTS EMPIRIQUES SUR LE TAUX DE CHANGE DU DOLLAR CANADIEN PAR RAPPORT AU DOLLAR É.-U.

4.1 Introduction

Dans le présent chapitre, nous décrivons certains tests empiriques effectués en vue d'évaluer l'efficience du marché du dollar canadien vis-à-vis du dollar É.-U. Les cinq équations dont nous nous sommes servis sont celles qui ont été décrites au Chapitre 3. Dans la section 4.2, nous examinons l'hypothèse de l'efficience du marché pour la période allant de juin 1970 à décembre 1981. Dans la section 4.3, les équations sont réestimées pour des sous-périodes de deux ans. La rentabilité de la stratégie de transaction simple présentée au Chapitre 3 est examinée à la section 4.4. La dernière section contient un bref résumé des résultats de nos recherches. Tout au long de ce chapitre, les données que nous utilisons pour les cours du terme (à un, deux, trois, six et douze mois), les cours du comptant et les indices implicites du PNB du Canada et des États-Unis sont celles qui étaient connues au moment où les contrats à terme ont été conclus.

4.2 Tests de régression

Les équations (1) à (5) du Chapitre 3 ont été estimées pour la période allant de juin 1970 à décembre 1981. En spécifiant la première équation, nous espérions pouvoir déterminer si le report $(f_t^k - s_t)$ fournit une prévision sans biais de la variation future du cours du comptant $(s_{t+k} - s_t)$. A cet égard, les résultats illustrés au Tableau 4.1 indiquent que l'hypothèse de l'absence de biais ne peut être rejetée que pour le report à un mois. Toutefois, l'ampleur des écarts types des coefficients révèle que cette équation ne permet pas d'évaluer avec une grande précision la validité des hypothèses conjointes. Par conséquent, même si l'on ne peut statistiquement rejeter l'hypothèse de l'absence de biais pour les autres échéances, le coefficient estimé pour

le report à des échéances de deux et de trois mois est, en termes numériques, plus près de 0 (ce qui implique que le cours futur du comptant n'est pas lié au report) que de l'unité, valeur à laquelle on s'attendrait en théorie.

Nous avons testé une seconde fois les hypothèses conjointes au moyen de l'équation (2), mais en relâchant la contrainte imposée, dans l'équation (1), au coefficient du cours initial du comptant. Les résultats figurant au Tableau 4.2 montrent que cette méthode n'a guère apporté d'information supplémentaire. Comme dans le cas de l'équation (1), les hypothèses conjointes ne sont rejetées à un seuil de signification de 95 % que pour l'échéance d'un mois; il est à noter toutefois que, pour les échéances de deux et de trois mois, le cours du terme ne permet guère mieux de prévoir le cours futur du comptant que ne le fait le cours actuel du comptant.

L'équation (3) (Tableau 4.3) comprend le cours du terme et le report à un mois, qui représente l'écart entre les taux d'intérêt à court terme. En ajoutant ce dernier élément, nous avons essayé de déterminer si l'écart entre les taux d'intérêt à très court terme apportait une contribution utile. Dans le cas du cours des opérations à un mois, cette équation est mathématiquement équivalente à l'équation (2), les hypothèses conjointes ayant été rejetées au seuil de 90 % dans le cas des opérations à deux mois et confirmées dans le cas des échéances plus éloignées.

L'équation (4) (Tableau 4.4) fait intervenir une nouvelle variable explicative : l'écart du cours du comptant par rapport à la parité des pouvoirs d'achat[1]. Pour tous les tests effectués, le coefficient de cette variable est statistiquement différent de zéro alors qu'il devrait être nul selon les hypothèses conjointes. En outre, le coefficient négatif indique une tendance au rétablissement de la parité des pouvoirs

---

1. Ce test ne nous oblige pas à spécifier une valeur absolue pour la parité des pouvoirs d'achat. Les variations du ratio des indices implicites du PNB ne mesurent que les mouvements relatifs de la parité des pouvoirs d'achat sur des périodes données. Une transformation monotone de ce ratio (par ex. un changement de l'année de base) ne ferait varier que le terme constant.

Tableau 4.1

ÉQUATION 1 : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

k	Période	a	b	E.T.E.
1	1970M7-1981M12	.0005 (.0009)	-.389** (.550)	.01067
2	1970M8-1981M11	.002 (.002)	.066 (.572)	.01556
3	1970M9-1981M10	.003 (.003)	.205 (.597)	.01812
6	1970M12-1981M7	.006 (.006)	1.010 (.717)	.02642
12	1974M1-1981M1	.020 (.011)	1.713 (.815)	.03723

Nota : Dans les Tableaux 4.1 à 4.5, les écarts types (corrigés selon la procédure de Hansen-Hodrick) figurent entre parenthèses.

* indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue (b = 1; c, d = 0) pour $\alpha = 0,10$.

** indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue pour $\alpha = 0,05$.

Tableau 4.2

ÉQUATION 2 : $s_{t+k} = a + bf_t^k + cs_t$

k	Période	a	b	c	E.T.E.
1	1970M7-1981M12	.002 (.001)	-.431** (.547)	1.412** (.546)	.01061
2	1970M8-1981M11	.003 (.002)	.037* (.572)	.947 (.571)	.01557
3	1970M9-1981M10	.004 (.004)	.163 (.602)	.821 (.599)	.01815
6	1970M12-1981M7	.007 (.007)	1.008 (.784)	-.009 (.722)	.02653
12	1974M1-1981M1	.025 (.018)	1.491 (.965)	-.555 (.893)	.03723

Nota : Dans les Tableaux 4.1 à 4.5, les écarts types (corrigés selon la procédure de Hansen-Hodrick) figurent entre parenthèses.

* indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue (b = 1; c, d = 0) pour $\alpha = 0,10$.

** indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue pour $\alpha = 0,05$.

Tableau 4.3

ÉQUATION 3 : $s_{t+k} = a + bf_t^k + c(f_t^1 - s_t)$

k	Période	a	b	c	E.T.E.
1	VOIR ÉQUATION (2)				
2	1970M8-1981M11	.003 (.002)	.985 (.023)	-1.909* (1.038)	.01552
3	1970M9-1981M10	.004 (.004)	.986 (.035)	-2.233 (1.523)	.01811
6	1970M12-1981M7	.007 (.007)	.998 (.076)	-.351 (2.951)	.02652
12	1974M1-1981M1	.029 (.018)	.905 (.166)	.172 (5.691)	.03770

Nota : Dans les Tableaux 4.1 à 4.5, les écarts types (corrigés selon la procédure de Hansen-Hodrick) figurent entre parenthèses.

* indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue (b = 1; c, d = 0) pour $\alpha = 0,10$.

** indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue pour $\alpha = 0,05$.

Tableau 4.4

ÉQUATION 4 : $s_{t+k} = a + bf_t^k + c(s_t - ppp_t) + d(f_t^1 - s_t)$

k	Période	a	b	c	d	E.T.E.
1	1970M6-1981M9	-.003 (.001)	1.021 (.014)	-.115** (.024)	-2.912** (.626)	.00973
2	1970M6-1981M9	-.005 (.002)	1.056** (.024)	-.203** (.042)	-4.737** (1.065)	.01393
3	1970M6-1981M9	-.006 (.003)	1.074** (.035)	-.253** (.058)	-5.753** (1.427)	.01594
6	1970M6-1981M7	-.009 (.006)	1.141** (.065)	-.421** (.101)	-6.632** (2.358)	.02193
12	1974M1-1981M1	-.019 (.019)	1.280* (.156)	-.725** (.199)	-7.691* (3.981)	.03108

Nota : Dans les Tableaux 4.1 à 4.5, les écarts types (corrigés selon la procédure de Hansen-Hodrick) figurent entre parenthèses.

* indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue (b = 1; c, d = 0) pour $\alpha = 0,10$.

** indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue pour $\alpha = 0,05$.

d'achat, tendance dont le cours du terme ne tient pas compte. Le coefficient du taux d'intérêt à court terme est, lui aussi, statistiquement différent de zéro dans toutes les équations sauf pour l'échéance de douze mois, et le coefficient du cours du terme diffère statistiquement de l'unité dans toutes les équations, sauf celle de l'échéance d'un mois. Selon les résultats, les hypothèses conjointes sont rejetées de façon catégorique pour chaque échéance.

L'équation (5) (Tableau 4.5) comprend le cours du comptant, le report à k mois et le niveau des prix relatifs (ppp). Dans ce cas, les hypothèses conjointes sont rejetées de façon catégorique, car le coefficient de la variable des prix relatifs est statistiquement supérieur à zéro pour chaque échéance et les coefficients des autres variables sont statistiquement différents des valeurs associées aux hypothèses conjointes dans toutes les équations, sauf dans celle de l'échéance de douze mois.

En résumé, les hypothèses conjointes ont été rejetées au moins pour l'échéance d'un mois dans toutes les équations. Et même si elles ne sont pas rejetées pour les autres échéances dans l'équation la plus simple (1), le fait d'incorporer des renseignements supplémentaires à l'équation améliore fortement la valeur explicative des autres équations. L'information tirée des niveaux des prix relatifs (ppp) est particulièrement précieuse à cet égard; dans les équations (4) et (5), le coefficient de ppp est statistiquement supérieur à zéro, et les hypothèses conjointes sont rejetées. Ces rejets nous amènent à conclure que le marché n'est pas efficient du point de vue de la spéculation.

4.3 Tests de régression pour les sous-périodes

Les équations (1) à (5) ont également été estimées pour certaines sous-périodes de deux ans pour chaque échéance. On trouvera un sommaire des résultats de l'estimation aux Tableaux C:1 à C:5 de l'Annexe C et au Tableau 4.6 ci-après.

Les données illustrées au Tableau 4.6 montrent dans quelle mesure le signe et/ou la taille des coefficients estimés pour les sous-périodes correspondent à ceux des coefficients obtenus pour l'ensemble de la

Tableau 4.5

ÉQUATION 5 : $s_{t+k} = a + b(f_t^k - s_t) + cs_t + d(ppp_t)$

k	Période	a	b	c	d	E.T.E.
1	1970M6-1981M9	-.003	-1.891**	.906**	.115**	.00973
		(.001)	(.621)	(.020)	(.025)	
2	1970M6-1981M9	-.005	-1.506**	.848**	.208**	.01398
		(.002)	(.583)	(.035)	(.043)	
3	1970M6-1981M9	-.007	-1.311**	.801**	.272**	.01579
		(.003)	(.557)	(.048)	(.059)	
6	1970M6-1981M7	-.011	-.656**	.674**	.466**	.02159
		(.006)	(.590)	(.089)	(.105)	
12	1974M1-1981M1	-.002	.045	.497	.802**	.03123
		(.020)	(.727)	(.160)	(.222)	

Nota : Dans les Tableaux 4.1 à 4.5, les écarts types (corrigés selon la procédure de Hansen-Hodrick) figurent entre parenthèses.

* indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue (b = 1; c, d = 0) pour $\alpha = 0{,}10$.

** indique que le coefficient diffère statistiquement de sa valeur attendue pour $\alpha = 0{,}05$.

Les deux astérisques (**) à la colonne c indiquent que c - b, le coefficient total de s, diffère statistiquement de zéro pour $\alpha = 0{,}05$.

Tableau 4.6

SOMMAIRE DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DES ÉQUATIONS (1) À (5) POUR LES SOUS-PÉRIODES (NOMBRE DE SOUS-PÉRIODES POUR LESQUELLES CHAQUE CONDITION EST VÉRIFIÉE)

Équation	Condition	Échéance (mois) : 1	2	3	6	12
1	Le coefficient du report est négatif	6/6	5/6*	5/6*	0/5	1/3
2	Le coefficient du cours du terme est négatif	6/6	6/6	6/6	4/5	1/3
3	Le coefficient du cours du terme est < à 1	6/6	6/6	6/6	5/5	3/3
	Le coefficient du report à un mois est négatif	6/6	6/6	6/6	3/5	2/3
4	Le coefficient de s-ppp est négatif	3/6	3/6	4/6*	4/5	2/3
	Le coefficient du report à un mois est négatif	6/6	6/6	4/6*	4/5	2/3
5	Le coefficient du report est négatif	6/6	5/6	4/6*	4/5	3/3
	$0 < c < 1$, où c est le coefficient du cours du comptant	6/6	6/6	6/6	2/5	1/3
	Le coefficient de ppp est positif	3/6	3/6	4/6*	4/5	2/3

* Une des exceptions s'est produite dans la première sous-période, qui compte moins de 24 observations.

Nota : Les échéances figurant à droite du trait continu sont celles pour lesquelles la condition correspondante dans la deuxième colonne n'est pas vérifiée dans les équations estimées pour l'ensemble de la période (voir Tableaux 4.1 à 4.5). La condition est vérifiée pour chacune des échéances figurant à gauche du trait continu pour l'ensemble de la période-échantillon.

période. Les conditions énumérées dans la seconde colonne du Tableau sont vérifiées dans toutes les équations pour l'ensemble de la période (Tableaux 4.1 à 4.5) pour les échéances se trouvant à gauche du trait continu. L'exemple suivant aidera le lecteur à interpréter le Tableau : dans chacune des six sous-périodes, l'estimation ponctuelle du coefficient b du cours du terme est affectée d'un signe négatif dans les équations (1) ou (2) pour l'échéance d'un mois tout comme dans l'équation de l'ensemble de la période, alors que sa valeur serait de 1 selon les hypothèses conjointes. Comme l'indique le Tableau, les rejets des hypothèses observés pour l'ensemble de la période-échantillon ont tendance à se répéter dans la plupart des sous-périodes. En outre, lorsque les résultats ne sont pas identiques (à droite du trait continu), ceux qui sont obtenus pour les sous-périodes diffèrent davantage de l'hypothèse "nulle" (en termes numériques) que ne le font les résultats obtenus pour l'ensemble de la période.

Ces résultats indiquent que les rejets des hypothèses conjointes sont assez systématiques pour qu'un agent puisse réaliser des profits en appliquant une ou plusieurs règles de transaction fort simples[2]. C'est à ces règles ou stratégies que sera consacrée la prochaine section.

4.4 Rentabilité d'une stratégie de transaction simple

Dans cette section, on a combiné les prévisions obtenues pour chaque échéance et la stratégie de transaction simple décrite au Chapitre 3 afin de vérifier s'il existe des possibilités inexploitées de réaliser des profits spéculatifs. Les prévisions sont tirées des cinq équations qui

---

2. Même s'il n'est pas nécessaire que les coefficients des équations (1) à (5) soient stables sur le plan économétrique pour démontrer qu'il est possible de faire un profit, il est intéressant de noter que, si l'on divise la période en deux parties égales, le test de Chow ne conduit pas, pour l'échéance d'un mois, au rejet de l'hypothèse de l'égalité des coefficients dans les deux moitiés de l'échantillon pour l'équation (1); la statistique F est de 1,50 comparativement au seuil critique de 3,07 lorsque $\alpha = 0,05$. Pour le cours du terme à un mois, les autres équations ne sont toutefois pas stables.

ont été estimées ci-dessus. On a également testé les trois autres stratégies (6, 7 et 8) mentionnées au Chapitre 3.

Le Tableau 4.7 présente les moyennes et les écarts types des rendements par dollar parié pour chacune des combinaisons de stratégies et d'échéances. Le Tableau fait ressortir trois tendances. Premièrement, les paris pris sur les contrats à un, deux et trois mois sont en moyenne rentables. Deuxièmement, les contrats à six et à douze mois ne permettent généralement pas de réaliser un profit. Troisièmement, dans le cas des échéances qui dégagent un profit, les stratégies tenant compte de la parité des pouvoirs d'achat sont généralement plus rentables que les autres. Les profits moyens réalisés sur les contrats à un, deux et trois mois varient de six à trente-quatre points de base par dollar parié, mais ils restent le plus souvent dans une fourchette de vingt points. L'écart type des rendements est généralement dix fois plus grand que la moyenne. On ne peut donc affirmer avec certitude qu'un pari sera rentable. Il est cependant plus facile de se prononcer sur l'issue d'une série de paris[3].

Pour calculer la probabilité que l'on réalise un profit moyen ou une perte moyenne après un certain nombre de paris, il faut d'abord formuler une hypothèse au sujet de la distribution des rendements. On suppose que les rendements sont distribués de façon normale, les paramètres de la population étant donnés par les valeurs estimées à partir de l'échantillon. Chaque série de rendements est ensuite soumise au test de normalité de Kolmogorov-Smirnov. On ne peut en aucun cas rejeter à un seuil de signification de 90 % l'hypothèse que les rendements sont tirés d'une population normale.

---

3. Lorsque l'échéance est supérieure à un mois, le fait que les contrats se chevauchent signifie que les profits ne sont pas indépendants. Chaque série de profits peut donc être divisée en un nombre donné (égal au nombre de mois de l'échéance) de tirages indépendants. Les moyennes et les écarts observés pour chaque tirage indépendant, dans le cas des échéances de deux ou trois mois, sont illustrés au Tableau 4.7. Le Tableau 4.8 présente les probabilités associées à chacun de ces tirages.

Tableau 4.7

RENDEMENTS PRÉVUS DES OPÉRATIONS SPÉCULATIVES DU MARCHÉ À TERME

Échéance	Stratégie (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Nombre de contrats
un mois 1974M1-1981M11*	.00209 (.01379)**	.00057 (.01394)	.00057 (.01394)	.00274 (.01367)	.00274 (.01367)	.00242 (.01369)	.00242 (.01369)	.00173 (.01383)	95
deux mois 1974M1-1981M10	.00199 (.01987)	.00195 (.01987)	.00213 (.01985)	.00285 (.01976)	.00260 (.01979)	.00135 (.01970)	.00264 (.01962)	.00177 (.01989)	94
deux mois (premier tirage)	.00312 (.01982)	.00175 (.01999)	.00175 (.01999)	.00130 (.02003)	.00170 (.02000)	.00179 (.01997)	.00038 (.01978)	.00073 (.02006)	47
deux mois (deuxième tirage)	.00086 (.02006)	.00214 (.01996)	.00250 (.01992)	.00441 (.01958)	.00349 (.01977)	.00451 (.01955)	.00489 (.01940)	.00281 (.01988)	47
trois mois 1974M1-1981M9	.00234 (.02284)	.00229 (.02285)	.00198 (.02288)	.00311 (.02275)	.00297 (.02277)	.00336 (.02243)	.00279 (.02273)	.00257 (.02281)	93
trois mois (premier tirage)	.00061 (.02577)	.00088 (.02576)	.00228 (.02567)	.00433 (.02539)	.00433 (.02539)	.00058 (.02571)	-.00132 (.02574)	-.00117 (.02575)	31
trois mois (deuxième tirage)	.00202 (.02153)	.00253 (.02186)	.00315 (.02201)	.00307 (.02140)	.00172 (.02156)	.00355 (.02044)	.00595 (.02077)	.00320 (.02138)	31
trois mois (troisième tirage)	.00439 (.02156)	.00253 (.02186)	.00031 (.02201)	.00191 (.02193)	.00286 (.02172)	.00595 (.02114)	.00376 (.02150)	.00570 (.02124)	31
six mois 1974M1-1981M6	-.00324 (.03241)	-.00008 (.03257)	-.00149 (.03254)	-.00679 (.03184)	-.00783 (.03160)	-.00205 (.03250)	-.00123 (.03210)	.00521 (.03209)	90
douze mois 1977M1-1980M12	.01942 (.04170)	-.01613 (.04311)	-.01524 (.04344)	-.00191 (.04184)	-.01867 (.04204)	-.00907 (.04516)	-.01151 (.04451)	-.00010 (.04608)	48

* période des contrats
** les écarts types figurent entre parenthèses

Le Tableau 4.8 présente la probabilité, pour chaque combinaison de stratégies et d'échéances, que le profit moyen soit inférieur ou égal à zéro après un nombre donné de paris. Dans chaque cas, on a choisi arbitrairement le même nombre de paris que pour les tests précédents[4]. Il s'agit donc de calculer la probabilité d'un profit moyen nul ou négatif lorsqu'on suit la stratégie pour les périodes définies ci-dessus, toujours selon l'hypothèse que l'ensemble des rendements est distribué de façon normale, les paramètres de la population étant estimés à partir de l'échantillon.

Comme les équations sont reliées aux résultats présentés au Tableau 4.7, il n'est pas surprenant que, dans un grand nombre d'équations relatives aux échéances d'un, de deux et de trois mois, l'hypothèse de profits nuls ou négatifs soit rejetée à un seuil de signification supérieur ou égal à 80 %. Parmi les stratégies fondées sur les équations des trois échéances les plus rapprochées, c'est dans les équations (4) et (5), qui sont celles pour lesquelles les hypothèses conjointes ont été le plus facilement rejetées, que la probabilité d'un profit négatif est la plus faible. Les hypothèses conjointes ne sont presque jamais rejetées à un seuil de signification de 80 % pour les échéances de six et de douze mois. Ces résultats contrastent avec le fait que les équations de régression relatives à ces échéances ont conduit au rejet des hypothèses de l'efficience du marché et de l'existence d'une prime de risque constante. L'écart observé est peut-être dû en partie au choix de périodes différentes, puisque trois années de données ont été perdues pendant le calcul des coefficients qui ont servi à la prévision initiale.

En résumé, si l'on examine la plupart des stratégies adoptées pour les échéances d'un, de deux ou de trois mois, on se rend compte que certaines possibilités de réaliser des profits spéculatifs n'ont pas été

---

4. Pour les paris à échéance de deux ou trois mois, qui sont caractérisés par des tirages indépendants, le nombre de paris qui servent au premier calcul des probabilités est le nombre total de paris utilisés pour le test (par ex. 94 paris pour une échéance de deux mois). Pour le deuxième calcul, le nombre de paris est celui du tirage en question (par ex. 47 paris pour une échéance de deux mois).

Tableau 4.8

PROBABILITÉ D'UN PROFIT MOYEN NUL OU NÉGATIF

Échéance	Stratégie (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Nombre de contrats
un mois	.069**	.343	.343	.025*	.025**	.042**	.042**	.113*	95
deux mois	.166*	.171*	.149*	.082**	.102*	.060**	.096**	.194*	94
deux mois (premier tirage)	.064**	.200	.200	.270	.206	.194*	.428	.364	94
deux mois (deuxième tirage)	.340	.151*	.113*	.014**	.043**	.012**	.007**	.085**	94
deux mois (premier tirage)	.140*	.275	.275	.330	.281	.270	.448	.406	47
deux mois (deuxième tirage)	.385	.305	.194*	.061**	.113*	.057**	.042**	.169*	47
trois mois	.161*	.167*	.202	.094**	.104*	.075**	.119*	.141*	93
trois mois (premier tirage)	.409	.375	.196*	.050**	.050**	.416	.687	.666	93
trois mois (deuxième tirage)	.182*	.059**	.065**	.083**	.220	.047**	.002**	.075**	93
trois mois (troisième tirage)	.025**	.132*	.083**	.199*	.103*	.003**	.046**	.004**	93
trois mois (premier tirage)	.448	.424	.310	.171*	.171*	.453	.610	.598	31
trois mois (deuxième tirage)	.301	.182*	.191*	.212	.328	.169*	.056**	.204	31
trois mois (troisième tirage)	.128*	.293	.212	.314	.232	.059**	.166*	.068**	31
six mois	.829	.509	.668	.978	.991	.722	.640	.060**	90
douze mois	.001**	.995	.993	.999	.999	.917	.963	.504	48

* hypothèses rejetées au seuil de 80 %
** hypothèses rejetées au seuil de 90 %

exploitées. Le fait d'ajouter la variable ppp à l'information utilisée permet d'accroître le profit moyen pour ces échéances. Mais il n'y a que peu de preuves que des possibilités de profits n'ont pas été exploitées dans le cas des échéances de six et de douze mois.

4.5 Résumé du chapitre

Les résultats présentés à la section 4.2 contredisent les hypothèses de l'efficience du marché et de l'existence d'une prime de risque constante. Ces hypothèses sont rejetées dans toutes les équations pour l'échéance d'un mois. Dans les équations (4) et (5), où le coefficient des prix relatifs est significatif, les hypothèses sont rejetées pour chacune des cinq échéances. En outre, comme nous l'avons montré à la section 4.3, les résultats sont d'une uniformité remarquable d'une sous-période à l'autre. Pour les trois termes les plus courts (un, deux et trois mois), les stratégies décrites à la section 3.3 sont rentables. Lorsqu'on les adopte, la probabilité d'une perte après 95 contrats est souvent inférieure à 10 % pour ces trois échéances. Encore une fois, ces résultats ne sont pas compatibles avec l'hypothèse de l'efficience spéculative. Nous en concluons par conséquent que le marché des changes entre le dollar canadien et le dollar américain n'est pas efficient, qu'il existe une prime de risque variable, ou les deux.

CHAPITRE 5
RÉSULTATS DES TESTS EMPIRIQUES SUR CINQ AUTRES DEVISES

5.1 Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons décrit les tests empiriques qui ont été effectués sur le dollar canadien; nous allons maintenant soumettre les équations à des tests de régression et de rentabilité afin d'étudier l'hypothèse de l'efficience du marché des devises suivantes vis-à-vis du dollar É.-U. : le franc français, le mark allemand, la lire italienne, le yen japonais et la livre sterling. Les tests de régression sont décrits aux sections 5.2 et 5.3, et les tests de rentabilité, à la section 5.4. La dernière section renferme un bref résumé des résultats de nos recherches. Nous n'utilisons que des données auxquelles les participants au marché avaient accès au moment où ils ont conclu leurs contrats à terme[1].

5.2 Tests de régression pour l'ensemble de la période

On trouvera dans la présente section les résultats des régressions effectuées avec les cinq équations décrites au Chapitre 3. Ces régressions ont été estimées pour la période allant de juin 1973 à décembre 1981, sauf lorsque les données nécessaires n'étaient pas disponibles (voir Annexe A).

D'après les résultats de la régression effectuée avec l'équation (1) et illustrée au Tableau 5.1, l'hypothèse que le report est une prévision sans biais de la variation future du cours du comptant peut être rejetée treize fois sur vingt, soit dans les cas du franc français et de la lire italienne pour les quatre échéances, dans le cas du yen japonais pour trois échéances et dans le cas de la livre sterling pour deux échéances. Le coefficient estimé du report n'est positif qu'une seule fois, mais, même dans ce cas, il est inférieur à l'unité.

---

1. On trouvera à l'Annexe A un exposé des sources et des méthodes de compilation des données.

Tableau 5.1

ÉQUATION 1 : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

Devise	k	a	b	$\chi^2(1)$	E.T.E.
Franc français	1	-.0066	-1.8376**	10.72**	.03234
		(.0038)	(.8756)		
	3	-.0210	-1.7856**	9.82**	.05259
		(.0105)	(.8915)		
	6	-.0432	-2.2249**	10.16**	.07551
		(.0222)	(1.0133)		
	12	-.0922	-2.7608**	9.27**	.11404
		(.0475)	(1.2458)		
Mark allemand	1	.0021	-.5333	1.20	.0333
		(.0051)	(1.4169)		
	3	.0062	-.6706	1.25	.0595
		(.0167)	(1.5198)		
	6	.0157	-.7045	1.34	.0823
		(.0317)	(1.4995)		
	12	.0436	-1.1595	1.34	.1211
		(.0706)	(1.8883)		
Lire italienne	1	-.0106	-.4786**	10.02**	.02893
		(.0044)	(.4716)		
	3	-.0340	-.5436**	9.20**	.05339
		(.0138)	(.5097)		
	6	-.0638	-.4523**	5.91**	.07821
		(.0301)	(.6006)		
	12	-.1329	-.6138**	4.43**	.12704
		(.0713)	(.7738)		
Yen japonais	1	.0008	.4803	1.58	.03086
		(.0031)	(.4174)		
	3	.0044	-.2632**	5.63**	.05806
		(.0105)	(.5329)		
	6	.0133	-.6090**	5.30**	.08888
		(.0234)	(.7015)		
	12	.0760	-1.9923**	7.03**	.12324
		(.0469)	(1.1285)		
Livre sterling	1	-.0060	-1.5330**	9.21**	.02919
		(.0037)	(.8434)		
	3	-.0158	-.9899**	4.01**	.05617
		(.0124)	(.9934)		
	6	-.0264	-.6809	2.23	.08281
		(.0267)	(1.1260)		
	12	-.0470	-.4828	1.16	.13397
		(.0631)	(1.3823)		

Les écarts types figurent entre parenthèses; ils ont été calculés selon la procédure de Hansen-Hodrick pour les échéances supérieures à un mois.

* Diffère statistiquement de 1 à $\alpha = 0{,}10$ (**$\alpha = 0{,}05$). (Dans le cas de la colonne χ^2, l'astérisque indique que les hypothèses conjointes ont été rejetées.)

Les résultats des tests pour les équations (2) à (5) [de même que les résultats obtenus pour l'équation (1)] sont résumés au Tableau 5.2[2]. Dans l'équation (2), où l'on a relâché la contrainte imposée dans l'équation (1) au coefficient du cours initial du comptant, les hypothèses conjointes sont rejetées selon le test du χ^2 (pour b = 1, c = 0) dans le cas d'au moins trois devises pour chaque échéance (pour $\alpha = 0,10$). Les résultats de l'équation (3), qui comprend le cours du terme et le report à un mois comme variable de substitution de l'écart entre les taux d'intérêt à court terme, permettent également de rejeter les hypothèses conjointes dans le cas de deux ou trois devises pour chaque échéance au seuil de $\alpha = 0,05$ (celles-ci sont rejetées dans les cas de trois à cinq devises pour quelques échéances au seuil de $\alpha = 0,10$). De même, les tests menés sur les équations (4) et (5), qui font intervenir explicitement le niveau des prix relatifs, conduisent au rejet des hypothèses conjointes dans le cas de deux à cinq des devises pour chaque échéance, selon le seuil de signification retenu[3].

Le Tableau 5.3 présente les résultats par devise plutôt que par équation. Ceux-ci indiquent que les hypothèses conjointes peuvent être rejetées à la suite d'un test du χ^2 au seuil de $\alpha = 0,05$ pour toutes les échéances dans au moins trois équations (et dans la plupart des cas pour les cinq équations) dans le cas du franc français et de la lire italienne. Les hypothèses conjointes sont rejetées pour l'échéance d'un mois dans chacune des cinq équations dans le cas de la livre sterling. En ce qui concerne le yen japonais, les hypothèses conjointes sont rejetées dans au moins une équation pour chaque échéance. Dans le cas du mark allemand, le rejet est moins fréquent, mais il se produit dans au moins une équation pour les échéances de six ou douze mois (pour $\alpha = 0,05$).

---

2. On trouvera à l'Annexe D les résultats détaillés de l'estimation de ces équations.

3. L'emploi d'une variable représentant les prix relatifs améliore de façon sensible les prévisions dans le cas de la lire italienne, et ce, pour chaque échéance.

Tableau 5.2

NOMBRE DE DEVISES (SUR CINQ) POUR LESQUELLES LES HYPOTHÈSES CONJOINTES ONT ÉTÉ REJETÉES À $\alpha = 0,05$ ($\alpha = 0,10$ entre parenthèses)
(Sur la base de la valeur statistique du χ^2)

	Échéance (mois)			
Équation	1	3	6	12
1	3(3)	4(4)	3(3)	3(3)
2	3(3)	4(4)	1(4)	2(5)
3	3(3)	3(4)	2(3)	2(5)
4	4(4)	2(4)	3(4)	2(5)
5	4(4)	2(3)	2(3)	4(5)

Tableau 5.3

NOMBRE D'ÉQUATIONS (SUR CINQ) POUR LESQUELLES LES HYPOTHÈSES CONJOINTES ONT ÉTÉ REJETÉES À $\alpha = 0,05$ ($\alpha = 0,10$ entre parenthèses)
(Sur la base de la valeur statistique du χ^2)

	Échéance (mois)			
Devise	1	3	6	12
Franc français	5(5)	5(5)	5(5)	4(5)
Mark allemand	0(0)	0(1)	1(2)	2(4)
Lire italienne	5(5)	5(5)	4(5)	3(5)
Yen japonais	2(2)	2(5)	1(4)	4(5)
Livre sterling	5(5)	3(3)	0(1)	0(4)

En résumé, les hypothèses conjointes sont rejetées, pour chaque devise, dans au moins une équation pour au moins deux des quatre échéances considérées (à $\alpha = 0,05$). C'est dans le cas du franc français et de la lire italienne qu'elles sont le plus souvent rejetées. Comme il suffit, pour que les hypothèses soient rejetées pour une devise donnée, qu'une seule des équations relatives à cette devise soit rejetée (ou, plus précisément, qu'une fraction de ces équations supérieure à α soit rejetée), il faut conclure que le marché des changes pour chacune des devises en question n'est pas efficient, que les primes de risque sont variables ou les deux.

5.3 Tests de régression pour les sous-périodes

Les équations (1) à (5) ont été estimées pour chaque échéance pour les sous-périodes suivantes : 1974-1975, 1976-1977, 1978-1979 et 1980-1981. Parmi les conditions présentées au Tableau 5.4 (signes et tailles des coefficients pour l'ensemble de l'échantillon), nous en avons retenu une différente dans chacune des cinq équations afin d'étudier les résultats de la régression pour les sous-périodes. Le résumé de ces résultats figure aux Tableaux 5.5 à 5.9. Pour plus de détails sur ce sujet, consulter l'Annexe D et les Tableaux D:5 et D:6.

Dans l'équation (1), le coefficient du report est négatif dans tous les cas sauf un, alors que, selon les hypothèses conjointes, il devrait être égal à l'unité. Le Tableau 5.5 montre que ce coefficient est également négatif en général dans les équations estimées pour les sous-périodes, sauf dans le cas du mark allemand. Le plus grand nombre de coefficients négatifs a été obtenu, par ordre d'importance décroissante, pour le franc français, la livre sterling et la lire italienne. Le Tableau 5.6 indique que le coefficient du cours du terme dans l'équation (2), qui est négatif dans toutes les équations estimées pour l'ensemble de la période sauf dans le cas du mark allemand, l'est également dans la plupart des équations estimées pour les sous-périodes pour chaque devise, sauf, encore une fois, pour le mark.

Il en est d'ailleurs de même pour le coefficient de l'écart entre les taux d'intérêt à court terme dans l'équation (3), qui est négatif dans

Tableau 5.4

NOMBRE D'ÉCHÉANCES, PAR DEVISE, POUR LESQUELLES CERTAINES CONDITIONS RELATIVES AUX COEFFICIENTS SONT SATISFAITES

Équation	Condition	Devise				
		Franc français	Mark allemand	Lire italienne	Yen japonais	Livre sterling
1	Le coefficient du report est négatif	4	4	4	3	4
2	Le coefficient du cours du terme est négatif	4	0	4	1	4
2	Le coefficient du cours du terme est < 1	4	2	4	4	4
3	Le coefficient du cours du terme est < 1	3	4	3	4	4
3	Le coefficient du report à un mois est négatif	4	1	4	4	4
4	Le coefficient du cours du terme est < 1	2	4	0	4	4
4	Le coefficient de s-ppp est négatif	2	0	4	0	2
4	Le coefficient du report à un mois est négatif	4	1	4	4	3
5	Le coefficient du report est négatif	4	0	3	4	3
5	Le coefficient du report est < 1	4	1	4	4	4
5	Le coefficient total du cours du comptant est positif	4	0	4	4	3
5	Le coefficient de ppp est positif	1	0	4	0	2

Tableau 5.5

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION (1) POUR LES QUATRE SOUS-PÉRIODES : NOMBRE DE CAS POUR LESQUELS LE COEFFICIENT DU REPORT EST NÉGATIF

	Échéance (mois)			
Devise	**1**	**3**	**6**	**12**
Franc français	4	4	4	3
Mark allemand	3	2	1	1
Lire italienne	4	3	2	2
Yen japonais	2	3	2	2
Livre sterling	3	3	4	3

Tableau 5.6

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION (2) POUR LES QUATRE SOUS-PÉRIODES : NOMBRE DE CAS POUR LESQUELS LE COEFFICIENT DU COURS DU TERME EST NÉGATIF

	Échéance (mois)			
Devise	**1**	**3**	**6**	**12**
Franc français	4	2	3	2
Mark allemand	2	2	1	1
Lire italienne	4	3	1	2
Yen japonais	2	3	4	4
Livre sterling	3	3	3	3

toutes les équations estimées pour l'ensemble de la période et pour les sous-périodes, sauf dans le cas du mark allemand (voir le Tableau 5.7).

Au Tableau 5.8, le coefficient relatif à l'écart du cours actuel du comptant par rapport à ppp, qui est inférieur à zéro dans un certain nombre d'équations pour l'ensemble de la période dans le cas du franc français, de la lire italienne et de la livre sterling, a également tendance à être négatif dans les équations estimées pour les sous-périodes dans le cas de ces devises ainsi que dans celui du mark allemand. Une situation analogue se produit avec le coefficient positif de la variable ppp de l'équation (5) (Tableau 5.9), puisque les résultats obtenus pour l'ensemble de la période pour le franc, la lire et la livre sont vérifiés pour la plupart des sous-périodes.

Ces résultats indiquent que, sur longue période, l'écart des coefficients estimés par rapport aux coefficients compatibles avec les hypothèses conjointes est peut-être assez systématique pour qu'un agent réalise des profits en appliquant une stratégie de transaction simple. La prochaine section traite de la question de la rentabilité.

Tableau 5.7

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION (3) POUR LES QUATRE SOUS-PÉRIODES : NOMBRE DE CAS POUR LESQUELS LE COEFFICIENT DU REPORT À UN MOIS EST NÉGATIF

	Échéance (mois)			
Devise	**1**	**3**	**6**	**12**
Franc français	4	4	4	1
Mark allemand	2	1	1	2
Lire italienne	4	3	1	2
Yen japonais	3	4	4	4
Livre sterling	3	3	3	3

Tableau 5.8

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION (4) POUR LES QUATRE SOUS-PÉRIODES : NOMBRE DE CAS POUR LESQUELS L'ÉCART DU COURS DU COMPTANT PAR RAPPORT À LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT EST NÉGATIF

	Échéance (mois)			
Devise	1	3	6	12
Franc français	2	3	2	3
Mark allemand	3	3	3	2
Lire italienne	3	4	3	3
Yen japonais	1	0	1	1
Livre sterling	3	3	3	3

Tableau 5.9

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DE L'ÉQUATION (5) POUR LES QUATRE SOUS-PÉRIODES : NOMBRE DE CAS POUR LESQUELS LE COEFFICIENT DE LA PARITÉ DU POUVOIR D'ACHAT EST POSITIF

	Échéance (mois)			
Devise	1	3	6	12
Franc français	2	3	3	3
Mark allemand	3	3	3	2
Lire italienne	3	4	3	2
Yen japonais	1	1	0	1
Livre sterling	3	4	3	3

5.4 Rentabilité d'une stratégie de transaction simple

Dans cette section, on a de nouveau combiné, d'une part, les prévisions obtenues pour chaque devise et pour chaque échéance et, d'autre part, la règle de transaction simple décrite au Chapitre 3 afin de vérifier s'il existe des possibilités inexploitées de profit spéculatif. Comme au Chapitre 4, les stratégies utilisées se fondent sur les prévisions tirées des cinq équations estimées précédemment et comprennent en outre les trois stratégies (6, 7 et 8) exposées au Chapitre 3.

On a d'abord estimé les cinq équations à l'aide des données relatives aux échéances d'un, de trois et de six mois pour une période s'étendant jusqu'à la fin de 1976, et ce, dans le but de générer une prévision du taux de change à partir de janvier 1977. En ce qui concerne l'échéance de douze mois, les dernières prévisions dont nous disposons ont été faites en juillet 1981.

La moyenne et l'écart type du rendement par dollar parié pour chaque devise figurent au Tableau 5.10, où l'on peut constater la grande variabilité des profits et des pertes. Les résultats par pays sont les suivants : le rendement moyen pour la France est généralement positif, sauf pour les stratégies (2) à (5) dans le cas d'un horizon de trois mois et pour les stratégies (3) et (4) dans le cas d'un horizon de six mois. Le rendement moyen pour le mark allemand est négatif dans la plupart des cas pour les stratégies (1) à (5) et (8), mais toujours positif pour les stratégies (6) et (7). Le rendement moyen dans le cas de la lire italienne est le plus souvent positif, sauf dans les équations (1) à (5) pour des horizons de six et de douze mois. Les résultats pour le yen sont généralement positifs, sauf pour les équations (1) à (3) et les échéances de trois, de six et de douze mois, pour lesquelles le rendement moyen est négatif. Les résultats observés dans le cas de la livre sterling ressemblent à ceux qui sont obtenus pour le mark allemand, le rendement étant négatif, sauf pour les stratégies (6) et (7).

Les résultats pour l'ensemble des devises font ressortir plusieurs tendances. Les profits réalisés grâce à la stratégie (7), qui se fonde sur l'écart entre les taux d'intérêt à un mois, sont positifs pour chaque

Tableau 5.10

PROFIT MOYEN RÉALISÉ SUR LES OPÉRATIONS SPÉCULATIVES DU MARCHÉ À TERME

Devise	Échéance	Stratégie (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Nombre de contrats
Franc français	un mois 1977M1-1981M12*	.00093 (.00707)**	.00104 (.00705)	.00104 (.00705)	.00071 (.00709)	.00071 (.00709)	.00202 (.00683)	.00202 (.00683)	.00014 (.00713)	60
	trois mois 1977M1-1981M12	.00194 (.01192)	-.00153 (.01199)	-.00161 (.01198)	-.00047 (.01207)	-.00171 (.01197)	.00517 (.01091)	.00484 (.01106)	.00231 (.01186)	60
	six mois 1977M1-1981M12	.00408 (.01936)	.00145 (.01974)	-.00021 (.01979)	-.00085 (.01977)	.00145 (.01974)	.00862 (.01778)	.00788 (.01813)	.00582 (.01890)	60
	douze mois 1977M1-1981M7	.01259 (.03106)	.00984 (.03206)	.00778 (.03263)	.00693 (.03283)	.00899 (.03231)	.01410 (.03040)	.0357 (.03064)	.00176 (.02842)	55
Mark allemand	un mois 1977M1-1981M12	-.00144 (.01797)	-.00067 (.01802)	-.00067 (.01802)	-.00175 (.01794)	-.00175 (.01794)	.00161 (.01796)	.00161 (.01796)	-.00315 (.01775)	60
	trois mois 1977M1-1981M12	.00065 (.03008)	.00480 (.02969)	.00287 (.02967)	-.00494 (.02967)	-.00732 (.02917)	.00553 (.02956)	.00480 (.02969)	-.00378 (.02984)	60
	six mois 1977M1-1981M12	-.00431 (.04592)	.00311 (.04602)	-.00050 (.04613)	-.00775 (.04546)	-.02452 (.03894)	.01081 (.04482)	.00754 (.04550)	-.00386 (.01459)	60
	douze mois 1977M1-1981M7	-.03886 (.06621)	-.04715 (.06047)	-.04016 (.06541)	-.05168 (.05658)	-.05168 (.05658)	.00269 (.07346)	.01191 (.07601)	.00662 (.07666)	55
Lire italienne ($\times 10^{-4}$)	un mois 1977M1-1981M12	.052 (.290)	.004 (.295)	.004 (.295)	.101 (.277)	.101 (.277)	.023 (.294)	.023 (.294)	.063 (.288)	60
	trois mois 1977M1-1981M12	.034 (.525)	-.218 (.478)	-.180 (.493)	.094 (.517)	.086 (.518)	-.004 (.520)	.047 (.505)	.222 (.476)	60
	six mois 1977M1-1981M12	-.066 (.832)	-.424 (.716)	-.146 (.822)	.015 (.835)	-.039 (.834)	-.009 (.835)	.089 (.781)	.342 (.760)	60
	douze mois 1977M1-1981M7	.048 (1.443)	-.729 (1.243)	-.596 (1.313)	-.497 (1.354)	-.759 (1.224)	-.088 (1.441)	.083 (1.412)	.609 (1.306)	55

* période des contrats
** les écarts types figurent entre parenthèses

Tableau 5.10 (suite)

PROFIT MOYEN RÉALISÉ SUR LES OPÉRATIONS SPÉCULATIVES DU MARCHÉ À TERME

Devise	Échéance	Stratégie (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Nombre de contrats
Yen japonais ($\times 10^{-4}$)	un mois 1977M1-1981M12*	.197 (1.723)**	.009 (1.735)	.009 (1.735)	.464 (1.670)	.464 (1.670)	.133 (1.729)	.133 (1.729)	.038 (1.734)	60
	trois mois 1977M1-1981M12	-.363 (3.340)	-.213 (3.354)	-.336 (3.343)	.837 (3.253)	.837 (3.253)	.618 (3.293)	.609 (3.295)	.375 (3.339)	60
	six mois 1977M1-1981M12	-1.519 (5.324)	-1.723 (5.261)	-1.781 (5.241)	.451 (5.522)	.231 (5.536)	1.397 (5.336)	1.327 (5.354)	.910 (5.464)	60
	douze mois 1977M1-1981M7	.500 (8.518)	-3.953 (7.549)	-3.798 (7.549)	3.522 (7.763)	-4.254 (7.381)	2.888 (8.021)	2.014 (8.076)	1.790 (8.345)	55
Livre sterling	un mois 1977M1-1981M2	-.00153 (.07048)	-.00368 (.07040)	-.00368 (.07040)	-.00781 (.07006)	-.00781 (.07006)	.01634 (.06855)	.01634 (.06855)	-.00432 (.07037)	60
	trois mois 1977M1-1981M12	-.02503 (.12594)	-.00658 (.12826)	.00308 (.12841)	-.06380 (.11117)	-.06648 (.10956)	.05190 (.11730)	.04149 (.12144)	-.00722 (.12824)	60
	six mois 1977M1-1981M12	-.07755 (.17973)	-.07444 (.18106)	-.03344 (.19308)	-.11831 (.15551)	-.12775 (.14772)	.10638 (.16404)	.08667 (.17544)	-.01584 (.19535)	60
	douze mois 1977M1-1981M7	-.22719 (.21312)	-.12292 (.28740)	-.08629 (.30068)	-.18395 (.25204)	-.19342 (.24471)	.16129 (.26738)	.10912 (.29302)	-.04208 (.31014)	55

* période des contrats
** les écarts types figurent entre parenthèses

devise et chaque échéance. Les stratégies (6) et (8), qui reposent respectivement sur le signe de l'écart entre les taux d'intérêt (pour l'échéance qui correspond à celle du contrat à terme) et sur la version orthodoxe de la parité des pouvoirs d'achat, produisent généralement des prévisions rentables. Les seules exceptions sont la lire, dans le cas de la prévision (6), et le mark et la lire dans le cas de la prévision (8). Toutes les équations ayant un horizon d'un mois indiquent la possibilité de réaliser un profit dans le cas du franc, de la lire et du yen. En général les écarts types du rendement pour chaque devise varient peu, d'une équation à l'autre, pour chacune des échéances. Cependant le rapport entre ces écarts et la valeur absolue de la moyenne peut varier de 1 à 10.

Le Tableau 5.11 présente les probabilités d'un rendement moyen nul ou négatif si l'on se fonde sur les hypothèses que les rendements sont distribués de façon normale[4] - les paramètres de la population étant estimés à partir de l'échantillon - et que les échantillons sont de la même taille que le nombre de contrats considérés dans cette étude[5]. Sur les cent soixante combinaisons possibles de devises, d'échéances et de prévisions, l'hypothèse que le profit moyen est nul ou négatif a été rejetée 59 fois au seuil de 80 % et 50 fois au seuil de 90 %. C'est

---

4. Lorsqu'on utilise le test de normalité de Kolmogorov-Smirnov, on ne peut en aucun cas rejeter au seuil de 95 % l'hypothèse que les rendements dans le cas du mark allemand et du yen japonais proviennent d'une population normale. L'hypothèse de normalité de la plupart des rendements pour les autres devises ne peut non plus être rejetée au seuil de 95 %, sauf dans les cas suivants : prévisions (2) à (5), échéance de trois mois, et prévision (6), échéance de douze mois, pour le franc; prévisions (6) et (7), toutes les échéances, pour la lire; et prévisions (6) et (7), échéance de douze mois, pour la livre.

5. Lorsque l'échéance est supérieure à un mois, le fait que les contrats se chevauchent signifie que les rendements ne sont pas indépendants. Ainsi, chaque série de rendements peut être divisée en un nombre donné (égal au nombre de mois de l'échéance) de tirages indépendants. Le Tableau D:7 de l'Annexe D présente la probabilité d'un rendement moyen nul ou négatif à chaque tirage indépendant d'une échéance de trois mois.

Tableau 5.11

PROBABILITÉ D'UN PROFIT MOYEN NUL OU NÉGATIF

Devise	Échéance	Stratégie (1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	Nombre de contrats
Franc français	un mois	.1539*	.1251*	.1251*	.2177	.2177	.0110**	.0110**	.4404	60
	trois mois	.1038*	.8389	.8508	.6664	.8665	.0001**	.0003**	.0655**	60
	six mois	.0505**	.2843	.5359	.6331	.2843	.0001**	.0004**	.0087**	60
	douze mois	.0013**	.0113**	.0384**	.0582**	.0192**	.0003**	.0005**	.0001**	55
Mark allemand	un mois	.7324	.6149	.6149	.7764	.7764	.2451	.2451	.9147	60
	trois mois	.4325	.1093	.2266	.9015	.9738	.0735**	.1056*	.8365	60
	six mois	.7673	.3050	.5319	.9066	.9999	.0307**	.1003*	.9798	60
	douze mois	.9999	.9999	.9999	.9999	.9999	.0110**	.1230*	.2611	55
Lire italienne	un mois	.0823**	.4562	.4562	.0024**	.0024**	.2709	.2709	.0455**	60
	trois mois	.3085	.9999	.9977	.0793**	.0985**	.5239	.2358	.0001**	60
	six mois	.9291	.9999	.9162	.4413	.6406	.5319	.1894*	.0002**	60
	douze mois	.4013	.9999	.9996	.9967	.9996	.6736	.3300	.0001**	55
Yen japonais	un mois	.1867*	.4840	.4840	.0158**	.0158**	.3228	.3228	.4325	60
	trois mois	.7995	.6879	.7823	.0233**	.0233**	.0606**	.0735**	.0242**	60
	six mois	.9864	.9945	.9957	.2643	.3745	.0287**	.0287**	.0985**	60
	douze mois	.3050	.9999	.9999	.9996	.9999	.0047**	.0322**	.0643**	55
Livre sterling	un mois	.5675	.6554	.6554	.8051	.8051	.0322**	.0322**	.6844	60
	trois mois	.9382	.6591	.4247	.9999	.9999	.0001**	.0040**	.6700	60
	six mois	.9996	.9993	.9099	.9999	.9999	.0001**	.0001**	.7357	60
	douze mois	.9999	.9992	.9830	.9999	.9999	.0001**	.0029**	.8438	55

* hypothèses rejetées au seuil de 80 %
** hypothèses rejetées au seuil de 90 %

lorsqu'on a eu recours aux stratégies (6) à (8) qu'elle a été rejetée le plus souvent, tandis qu'elle l'a été rarement pour les stratégies (2) et (3). Rejeter l'hypothèse que le profit moyen est nul ou négatif équivaut à rejeter les hypothèses de l'efficience du marché et de l'absence de prime de risque.

En résumé, un grand nombre d'éléments tendent à prouver qu'il faut rejeter les hypothèses conjointes pour les devises considérées. Dans un grand nombre de cas, l'hypothèse que le profit moyen est nul ou négatif après 60 paris peut être rejetée au seuil de 90 %. Peut-être est-il surprenant de constater que, dans l'ensemble, les stratégies les plus simples [(6) à (8)] donnent de meilleurs résultats que les prévisions qui exigent une analyse économétrique plus poussée.

5.5 Résumé du chapitre

Selon les résultats présentés à la section 5.2, les hypothèses de l'efficience du marché et de l'existence d'une prime de risque constante doivent être rejetées pour au moins une échéance dans le cas de chaque devise. Le rejet des hypothèses conjointes est particulièrement évident dans le cas du franc français et de la lire italienne, puisque ces hypothèses sont rejetées pour chaque échéance dans les cinq équations. Il existe toutefois un nombre suffisant d'éléments pour les rejeter dans le cas des autres devises. En outre, comme nous l'avons montré à la section 5.3, il y a une certaine régularité, d'une sous-période à l'autre, dans les écarts qu'enregistrent certains coefficients par rapport à la valeur qu'ils prennent selon les hypothèses conjointes.

Ces résultats ont servi de base à la rédaction de la section 5.4, dans laquelle nous avons montré que l'adoption d'une stratégie simple fondée sur l'écart entre les taux d'intérêt à court terme permet de dégager des profits positifs pour chaque échéance et chaque devise considérée. On a de plus constaté que les huit stratégies sont rentables dans le cas du franc français, de la lire italienne et du yen japonais lorsque l'horizon choisi est d'un mois. Ces résultats contredisent une fois de plus les hypothèses conjointes. Nous devons donc conclure que les

marchés sur lesquels s'échangent ces cinq devises contre le dollar É.-U. ne sont pas efficients, que les primes de risque varient avec le temps ou les deux. Cette conclusion est conforme à celle du Chapitre 4 relatif au dollar canadien.

ANNEXES A - F

ANNEXE A

LES DONNÉES

La présente annexe contient une explication des données utilisées dans l'étude. Outre les données du cours du comptant et du cours du terme, nous avons utilisé les indices implicites des prix du PIB et de la DNB et nous les avons combinés afin de calculer la parité des pouvoirs d'achat des monnaies retenues. Comme les données relatives au dollar canadien proviennent de sources différentes de celles des autres monnaies et que leur compilation en diffère aussi, nous consacrerons une section distincte au dollar canadien.

A.1.a Le dollar canadien

Les cours du comptant en vigueur au moment de la conclusion des contrats et les cours du terme ont été choisis à partir des cours de clôture du dernier mercredi de chaque mois, la date de valeur étant le jour ouvrable suivant. Si l'on a choisi les cours du mercredi, c'est pour minimiser les effets du système de paiements double qui existait aux États-Unis jusqu'en octobre 1981 [voir M. Levi (1978)]. Quant aux cours du comptant à l'expiration des contrats (qui sont, eux aussi, des cours de clôture), ils ont été choisis de façon à ce qu'ils correspondent à la date de valeur stipulée dans chaque contrat à terme; cela a permis de calculer convenablement la valeur de tous les contrats d'achat ou de vente conclus aux cours du terme mentionnés précédemment. Les dates de valeur ont été choisies conformément aux règles suivantes :

i) si le jour ouvrable qui suit immédiatement le dernier mercredi du mois "t" est une date connue, la date de valeur d'un contrat à terme de n mois est la même au mois "t+n", sauf

ii) lorsque la date de valeur au mois "t+n" tombe en fin de semaine ou un jour férié, auquel cas la date de valeur devient le jour ouvrable suivant, sauf

iii) lorsque le jour ouvrable suivant ne tombe pas dans le mois "t+n", auquel cas la date de valeur devient le dernier jour ouvrable du mois "t+n", sauf

iv) lorsque le jour ouvrable qui suit immédiatement le dernier mercredi du mois "t" est le dernier jour ouvrable du mois, auquel cas la date de valeur devient le dernier jour ouvrable du mois "t+n".

Le cours du comptant pour une date de valeur donnée est le cours de clôture du comptant affiché le jour ouvrable précédent. Ainsi, on est certain que les cours du terme choisis correspondent exactement aux cours stipulés dans les contrats à terme conclus le dernier mercredi de chaque mois. Il s'agit là de prix effectifs, c'est-à-dire des prix auxquels font face les participants au marché.

Les données comprennent les cours du comptant, les cours à un mois, à deux mois, à trois mois et à six mois; ces données vont de juin 1970, date à laquelle le Canada est retourné au régime des taux de change flottants, à décembre 1981. Les séries des taux à douze mois vont de janvier 1974 à décembre 1981. Avec de telles données, il faut disposer d'une série des cours du comptant aux dates d'expiration des contrats qui corresponde à chacune des séries des cours du terme, comme c'est le cas lorsque les cours du comptant sont choisis selon le critère qui a été expliqué précédemment. Les séries des cours du comptant correspondant à chaque échéance des contrats à terme s'étendent sur des périodes de durée différente, étant donné qu'un contrat à un mois se termine la période suivante tandis qu'un contrat à douze mois n'arrive à échéance qu'au bout de douze périodes. Ainsi, plus la durée des contrats à terme est longue, plus la série des cours du comptant est courte.

La variable ppp a été mesurée à l'aide des indices implicites des prix de la DNB du Canada et des États-Unis, sur la base 1,0 en 1971. Les données utilisées sont celles qui ont été publiées en tout premier lieu. Pour convertir les séries trimestrielles en séries mensuelles, on a enregistré les données durant les mois où elles ont été publiées pour la

première fois, puis on les a répétées jusqu'au mois où de nouvelles données ont été publiées. Ces séries vont de juin 1970 à septembre 1981.

A.1.b Les autres monnaies

Des observations mensuelles ont été sélectionnées dans les séries journalières des taux de change publiées pour la France, l'Italie, le Japon, le Royaume-Uni et l'Allemagne de l'Ouest. Le processus de sélection est le suivant : le fichier central de Data Resources Inc (DRI) donne les cours acheteurs et vendeurs du comptant, les cours à un mois, à trois mois, à six mois et à douze mois qui ont été pratiqués chacun des jours où le marché de New York était ouvert pendant la période allant de juin 1973 à décembre 1981. L'échantillon a été un peu plus petit pour plusieurs cours du terme de certaines monnaies. Tous les taux de change ont été exprimés en dollars É.-U. par unité de monnaie nationale, et l'on a fait la moyenne des cours acheteurs et vendeurs pour obtenir des séries médianes simples. Les mesures de la parité des pouvoirs d'achat obtenues pour chaque pays sont aussi décrites ci-après.

Des observations mensuelles ont été sélectionnées, sur la base des contrats, parmi les séries journalières des cours du comptant et des cours du terme. Autrement dit, le choix a été fait de façon à ce que les taux correspondent aux dates auxquelles les contrats à terme étaient conclus et arrivaient à échéance. Les cours du terme retenus sont ceux du dernier mardi de chaque mois, ce qui vise à minimiser les effets de fin de semaine [voir M. Levi (1978)]. Le cours du comptant correspondant à la date de valeur de chaque cours du terme a aussi été choisi de façon à ce qu'on puisse calculer avec précision la valeur de tous les contrats d'achat ou de vente conclus aux cours du terme susmentionnés. Les dates de valeur ont été choisies selon les règles suivantes :

i) si le second jour ouvrable qui suit immédiatement le dernier mardi du mois "t" est une date connue, la date de valeur d'un contrat à terme de n mois est la même date au mois "t+n", sauf

ii) lorsque la date de valeur au mois "t+n" tombe en fin de semaine ou un jour férié, auquel cas la date de valeur devient le jour ouvrable suivant, sauf

iii) lorsque le jour ouvrable suivant ne tombe pas dans le mois "t+n", auquel cas la date de valeur devient le dernier jour ouvrable du mois "t+n", sauf

iv) lorsque le deuxième jour ouvrable qui suit immédiatement le dernier mardi du mois "t" est le dernier jour ouvrable du mois, auquel cas la date de valeur devient le dernier jour ouvrable du mois "t+n".

Le taux du comptant pour une date de valeur donnée est le cours affiché deux jours ouvrables plus tôt. Ainsi, on est certain que les cours du comptant choisis correspondent exactement aux cours stipulés dans les contrats à terme conclus le dernier mardi de chaque mois et représentent les prix effectifs, c'est-à-dire les prix auxquels les participants au marché faisaient face. Comme c'est le cas pour les données canadiennes, il faut avoir une série des cours du comptant en vigueur au moment de l'échéance des contrats qui corresponde à chaque série des cours du terme.

Pour calculer la variable ppp, on a divisé les indices implicites des prix du PNB des États-Unis par les indices implicites du PNB ou du PIB de chaque pays. On a utilisé les indices implicites du PNB dans le cas du Japon et de l'Allemagne, et ceux du PIB dans le cas de la France, de l'Italie et du Royaume-Uni. Sauf pour la France et pour l'Italie, les données utilisées sont les données publiées, c'est-à-dire que l'on a pris chaque mois les derniers chiffres publiés dans International Financial Statistics du FMI (dans Survey of Current Business lorsqu'il s'agissait des États-Unis). Ces indices implicites étant publiés sur base trimestrielle, le même chiffre est répété plusieurs mois jusqu'à la publication des nouvelles données trimestrielles. Les données publiées pour le franc français et certaines séries relatives à la lire italienne n'ont pas pu être obtenues rapidement, de sorte qu'elles ont été

remplacées par les données révisées provenant du fichier central de DRI. Elles ont été décalées de quatre mois pour tenir compte du retard survenu dans leur publication.

Considérant que, à partir de juin 1973, les données n'étaient pas toutes accessibles, les points de départ des équations (1) à (5) sont différents selon la monnaie et l'échéance. Les périodes d'estimation de chaque équation figurent au Tableau A:1. Les équations relatives aux échéances de 12 mois se terminent en juillet 1981 puisque "t+12" correspondait à juillet 1982, la dernière période pour laquelle nous disposions de données.

Tableau A:1

PÉRIODES D'ESTIMATION UTILISÉES DANS LES ÉQUATIONS

Devise	Équations	Échéance (mois) 1	3	6	12
Franc français	(1)-(5)	1973M8-1981M12	1973M9-1981M12	1973M9-1981M12	1974M1-1981M7
Mark allemand	(1)-(3)	1973M7-1981M12	1973M7-1981M12	1973M7-1981M12	1973M7-1981M7
	(4)-(5)	1974M7-1981M12	1974M7-1981M12	1974M7-1981M12	1974M7-1981M7
Lire italienne	(1)-(5)	1973M6-1981M12	1973M6-1981M12	1973M6-1981M12	1974M1-1981M7
Yen japonais	(1)-(3)	1973M6-1981M12	1973M6-1981M12	1973M6-1981M12	1974M4-1981M7
	(4)-(5)	1974M7-1981M12	1974M7-1981M12	1974M7-1981M12	1974M7-1981M7
Livre sterling	(1)-(3)	1973M6-1981M12	1973M6-1981M12	1973M6-1981M12	1973M6-1981M7
	(4)-(5)	1974M7-1981M12	1974M7-1981M12	1974M7-1981M12	1974M7-1981M7

ANNEXE B

LES COÛTS DE TRANSACTION DANS LES CALCULS DE RENTABILITÉ

Le coût des opérations effectuées sur le marché des changes correspond à l'écart entre les cours acheteurs et les cours vendeurs affichés pour toutes les monnaies. Tout agent qui désire effectuer des opérations sur une monnaie donnée doit afficher un cours acheteur et un cours vendeur. La différence entre ces cours représente le montant réclamé pour réaliser l'opération de change. Les données utilisées dans la plupart des études sur le taux de change sont en général celles de la moyenne des cours acheteurs et vendeurs. Par conséquent, le coût total des transactions pour la stratégie de pari proposée, qui comporte un achat ou une vente de devises au cours du terme et par la suite, à l'échéance du contrat, une vente ou un achat de devises sur le marché du comptant, est égal à la moitié de l'écart entre les cours du terme, plus la moitié de l'écart entre les cours pertinents du comptant. Les données de DRI utilisées pour les cinq monnaies autres que le dollar canadien contenaient des renseignements sur les écarts entre les cours acheteurs et vendeurs pour le comptant et pour le terme de sorte qu'on aurait pu prendre en considération les coûts effectifs des transactions dans la stratégie de pari et le calcul des profits.

Le Tableau B:1 contient des estimations du coût de transaction sur cinq monnaies et pour quatre échéances différentes; les colonnes (1) et (2) montrent les moyennes et les écarts types de ces coûts. Les cours du comptant et du terme utilisés sont des moyennes mensuelles des cours acheteurs et vendeurs. Les colonnes (3) et (4) présentent les moyennes et les écarts types des différences entre les cours acheteurs et vendeurs qui correspondent aux niveaux moyens. A la colonne (5), les écarts sont exprimés en pourcentage du niveau moyen des taux pertinents [c'est-à-dire, colonne (5) = 100 x colonne (3)/colonne (1)]. La dernière colonne comprend des estimations du coût moyen de la transaction considérée dans la présente étude, à savoir la moitié de l'écart moyen entre les cours du comptant, plus la moitié de l'écart moyen entre les cours pertinents du terme, lequel figure à la colonne (5).

Exprimés en pourcentage, les écarts sur le marché du comptant vont de moins de 0,05 % (pour la livre sterling) à 0,1 % (pour la lire italienne). En ce qui concerne les cours du terme, les écarts s'accroissent à mesure que l'échéance s'allonge, mais dans des proportions très différentes selon les monnaies. Dans le cas de la livre et du mark par exemple, l'écart des cours pour les opérations à 12 mois est à peu près trois fois plus grand que celui des cours du comptant. Dans le cas de la lire, qui se trouve à l'autre extrême, l'écart des cours pour les opérations à 12 mois est de plus de 8 fois supérieur à celui des cours du comptant. Cela tient probablement au fait que le marché à 12 mois de la lire est beaucoup plus restreint que celui de la livre ou du mark.

Il est possible de comparer quelques-uns des chiffres du Tableau B:1 aux estimations des écarts moyens faites par Papadia (1981)[1]. A partir d'un échantillon de 30 observations établi pour la période comprise entre juin 1973 et juillet 1977, Papadia a obtenu les écarts moyens suivants pour les opérations à 3 mois :

Franc français	0,238
Mark allemand	0,156
Lire italienne	0,369
Livre sterling	0,095

Dans certains cas, ces estimations sont beaucoup plus élevées que celles qui sont présentées à la colonne (5) du Tableau B:1 pour les opérations à 3 mois. Cela est peut-être dû à la taille relativement petite de l'échantillon de Papadia ou à la diversité des sources utilisées (Papadia a utilisé des données de la BRI, tandis que nous avons pris les cours d'ouverture du marché de New York, qui sont recueillis par DRI) ou encore aux différences entre les périodes retenues.

---

1. Papadia (1981) donne des estimations des coûts de transaction, qu'il définit comme l'écart entre les cours acheteurs et vendeurs pertinents du terme. Dans le cas des transactions spéculatives considérées dans cette étude, cette définition donnerait lieu à des surestimations, vu que l'écart entre les cours du terme est plus grand que la moitié de l'écart entre les cours du terme plus la moitié de l'écart entre les cours du comptant.

Tableau B:1

Période	Devise	Échéance	Niveau		Écart entre cours acheteurs et vendeurs			Coût de transaction moyen
			Moyenne	Écart type	Moyenne	Écart type	Écart en %	
			(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1974M1-1981M12	Franc français	Comptant	.21672	.01770	.000159	.000078	.0733	
		1 mois	.21651	.02004	.000282	.000136	.1302	.000221
		trois mois	.21574	.02061	.000316	.000171	.1465	.000238
		six mois	.21459	.02132	.000400	.000222	.1864	.000280
		douze mois	.21226	.62220	.000819	.000428	.3850	.000490
1973M7-1981M12	Mark allemand	Comptant	.45527	.06476	.000254	.000143	.0558	
		1 mois	.45661	.06554	.000400	.000191	.0876	.000327
		trois mois	.45749	.06712	.000413	.000208	.0899	.000334
		six mois	.46352	.06922	.000500	.000259	.1079	.000377
		douze mois	.47022	.07291	.000712	.000373	.1514	.000483
1974M1-1981M12	Lire italienne ($\times 10^4$)	Comptant	12.287	2.081	.01260	.00636	.1025	
		1 mois	12.201	2.075	.03041	.02117	.2497	.02150
		trois mois	12.036	2.068	.03666	.02407	.3046	.02463
		six mois	11.827	2.069	.06364	.05179	.5381	.03812
		douze mois	11.469	6.578	.09958	.08174	.8683	.05609
1974M10-1981M12	Yen japonais ($\times 10^4$)	Comptant	40.967	6.307	.02781	.01680	.0678	
		1 mois	41.106	6.444	.05344	.02462	.1300	.04063
		trois mois	41.352	6.699	.05988	.03290	.1448	.04385
		six mois	41.715	7.050	.08816	.03545	.2113	.05799
		douze mois	42.353	7.662	.18057	.11732	.4263	.10420
1973M6-1981M12	Livre sterling	Comptant	2.08731	.25538	.00101	.00116	.0483	
		1 mois	2.08164	.25496	.00147	.00082	.0706	.00124
		trois mois	2.07180	.25473	.00153	.00085	.0738	.00127
		six mois	2.05761	.25452	.00159	.00092	.0773	.00130
		douze mois	2.03183	.25574	.00232	.00111	.1142	.00166

Les taux de change indiqués sont les équivalents en dollars É.-U. d'une unité de l'autre devise.

Les rendements bruts d'au moins une des stratégies de pari (6), (7) et (8) (comme on l'indique au Tableau 5.10) sont beaucoup plus élevés que les coûts estimatifs de transaction pour chaque monnaie et pour chaque échéance. Cependant, il ne suffit pas, pour tenir compte des coûts de transaction, de soustraire simplement les coûts estimatifs des rendements pertinents. Comme Boothe l'a montré (1981)[2], une modification de la stratégie de pari pourrait réduire les rendements dans une proportion moindre que le coût estimatif de transaction si l'on éliminait les paris très peu rentables. Le fait de tenir compte explicitement des coûts de transaction ne modifierait donc pas de façon significative les chiffres relatifs à l'efficience présentés ici.

---

2. Boothe (1981) part de l'hypothèse que les coûts de transaction sont 20 points de base sur le marché canado-américain à l'ouverture et à la clôture (à l'échéance) des contrats à trois mois. Cette hypothèse semble surestimer considérablement les coûts effectifs.

ANNEXE C

RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR LE DOLLAR CANADIEN

Tableau C:1

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR L'ÉQUATION (1) : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

DOLLAR CANADIEN

Échéance	Période-échantillon	a	b
1	1979M12 - 1981M11	-.0014	-2.162
	1977M12 - 1979M11	.0005	-2.503
	1975M12 - 1977M11	.0060	-.768
	1973M12 - 1575M11	.0007	-.809
	1971M12 - 1973M11	-.0009	-.837
	1970M7 - 1971M11	-.0008	-.584
2	1979M11 - 1981M10	.0005	-1.100
	1977M11 - 1979M10	.0038	-2.659
	1975M11 - 1977M10	.0180	-1.982
	1973M11 - 1975M10	.0014	-1.238
	1971M11 - 1973M10	-.0013	-.945
	1970M8 - 1971M10	-.0016	.364
3	1979M10 - 1981M9	-.0010	-.627
	1977M10 - 1979M9	.0067	-2.913
	1975M10 - 1977M9	.0027	-2.236
	1973M10 - 1975M9	.0009	-2.044
	1971M10 - 1973M9	-.0011	-.295
	1970M9 - 1971M9	-.0016	1.029
6	1978M12 - 1980M11	.0047	.388
	1976M12 - 1978M11	.0224	2.218
	1974M12 - 1976M11	-.0014	.999
	1972M12 - 1974M11	.0068	1.354
	1970M12 - 1972M11	-.0013	1.691
12	1978M1- 1979M12	.0107	1.040
	1976M1- 1977M12	.0608	.740
	1974M1- 1975M12	.0087	-2.359

Tableau C:2

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR L'ÉQUATION (2) : $s_{t+k} = a + bf_t^k + cs_t$

DOLLAR CANADIEN

Échéance	Période-échantillon	a	b	c
1	1979M12 - 1981M11	-.0504	-1.572	2.265
	1977M12 - 1979M11	.0366	-5.268	6.016
	1975M12 - 1977M11	.0293	-8.243	9.029
	1973M12 - 1975M11	.0003	-.043	.982
	1971M12 - 1973M11	-.0031	-1.846	2.520
	1970M7 - 1971M11	.0052	-2.177	2.685
2	1979M11 - 1981M10	.0843	-.371	.874
	1977M11 - 1979M10	.0718	-5.671	6.192
	1975M11 - 1977M10	.0880	-13.512	13.852
	1973M11 - 1975M10	.0007	-.109	.976
	1971M11 - 1973M10	-.0049	-1.867	2.323
	1970M8 - 1971M10	.0061	-1.074	1.397
3	1979M10 - 1981M9	.0936	-.020	.460
	1977M10 - 1979M9	.0801	-5.999	6.473
	1975M10 - 1977M9	.0542	-5.419	6.134
	1973M10 - 1975M9	.0002	-.625	1.399
	1971M10 - 1973M9	-.0064	-1.274	1.484
	1970M9 - 1971M9	.0117	-.547	.407
6	1978M12 - 1980M11	.1721	-.180	.111
	1976M12 - 1978M11	.0692	-.746	1.352
	1974M12 - 1976M11	.0277	-2.066	1.120
	1972M12 - 1974M11	-.0168	-.918	.594
	1970M12 - 1972M11	-.0015	.530	-.134
12	1978M1 - 1979M12	.190	-1.593	1.351
	1976M1 - 1977M12	.077	.083	.759
	1974M1 - 1975M12	-.002	.260	-.988

Tableau C:3

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR L'ÉQUATION (3) : $s_{t+k} = a + bf_t^k + c(f_t^1 - s_t)$

DOLLAR CANADIEN

Échéance	Période-échantillon	a	b	c
2	1979M11 - 1981M10	.0809	.5244	-1.962
	1977M11 - 1979M10	.0742	.5087	-11.136
	1975M11 - 1977M10	.0881	.3569	-26.800
	1973M11 - 1975M10	.0007	.8549	-1.278
	1971M11 - 1973M10	-.0047	.4666	-4.154
	1970M8 - 1971M10	.0063	.3082	-2.901
3	1979M10 - 1981M9	.0914	.4563	-1.541
	1977M10 - 1979M9	.0797	.4801	-12.398
	1975M10 - 1977M9	.0498	.7726	-15.441
	1973M10 - 1975M9	.0002	.6902	-.023
	1971M10 - 1973M9	-.0058	.2352	-3.612
	1970M9 - 1971M9	.0116	-.1443	-1.794
6	1978M12 - 1980M11	.1745	-.0842	.143
	1976M12 - 1978M11	.0886	.4634	-12.834
	1974M12 - 1976M11	.0290	-.9041	-5.735
	1972M12 - 1974M11	-.0137	-.2776	.069
	1970M12 - 1972M11	-.0015	.3660	-1.475
12	1978M1 - 1979M12	.1840	-.1916	-5.027
	1976M1 - 1977M12	.1019	.6313	-12.626
	1974M1 - 1975M12	-.0015	-.7167	4.685

Tableau C:4

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR L'ÉQUATION (4) : $s_{t+k} = a + bf_t^k + c(s_t - ppp_t) + d(f_t^1 - s_t)$

DOLLAR CANADIEN

Échéance	Période-échantillon	a	b	c	d
1	1979M12 - 1981M11	.034	.820	-.248	-3.13
	1977M12 - 1979M11	.074	.478	.205	-7.68
	1975M12 - 1977M11	-.020	1.118	-.321	-4.61
	1973M12 - 1975M11	-.006	1.005	-.122	-1.42
	1971M12 - 1973M11	-.003	.651	.026	-2.61
	1970M7 - 1971M11	.018	.511	.013	-2.59
2	1979M11 - 1981M10	.070	.625	-2.770	-2.58
	1977M11 - 1979M10	.126	.125	.288	-13.28
	1975M11 - 1977M10	-.006	.991	-.590	-18.28
	1973M11 - 1975M10	-.007	.925	-.166	-.93
	1971M11 - 1973M10	-.004	.431	.035	-4.27
	1970M8 - 1971M10	.004	.401	.115	-1.99
3	1979M10 - 1981M9	.081	.563	-.363	-2.80
	1977M10 - 1979M9	.114	.229	.193	-14.49
	1975M10 - 1977M9	-.049	1.413	-.728	-10.32
	1973M10 - 1975M9	-.012	.812	-.271	.60
	1971M10 - 1973M9	-.006	.260	-.211	-3.55
	1970M9 - 1971M9	.004	.074	.288	.16
6	1978M12 - 1980M11	.157	.055	-.128	.07
	1976M12 - 1978M11	.021	.938	-.428	-10.45
	1974M12 - 1976M11	-.010	.145	-.686	-17.64
	1972M12 - 1974M11	-.023	.130	-.337	-2.78
	1970M12 - 1972M11	-.002	.316	.036	-1.29
12	1978M1 - 1979M12	.229	-.516	.236	-5.65
	1976M1 - 1977M12	.015	1.180	-.644	-11.80
	1974M1 - 1975M12	-.019	-.516	-.344	1.76

Tableau C:5

RÉSUMÉ DES RÉSULTATS DES SOUS-PÉRIODES POUR L'ÉQUATION (5) : $s_{t+k} = a + b(f_t^k - s_t) + cs_t + d(ppp_t)$

DOLLAR CANADIEN

Échéance	Période-échantillon	a	b	c	d
1	1979M12 - 1981M11	.034	-2.31	.573	.248
	1977M12 - 1979M11	.074	-7.20	.683	-.205
	1975M12 - 1977M11	-.020	-3.49	.798	.321
	1973M12 - 1975M11	-.006	-.42	.884	.122
	1971M12 - 1973M11	-.003	-1.96	.677	-.026
	1970M7 - 1971M11	.018	-2.08	.524	-.013
2	1979M11 - 1981M10	.072	-.63	.338	.270
	1977M11 - 1979M10	.119	-6.88	.440	-.260
	1975M11 - 1977M10	-.007	-8.78	.367	.610
	1973M11 - 1975M10	-.007	.32	.764	.162
	1971M11 - 1973M10	-.005	-1.99	.454	-.042
	1970M8 - 1971M10	.003	-.35	.586	-.146
3	1979M10 - 1981M9	.078	-.54	.207	.363
	1977M10 - 1979M9	.108	-6.82	.428	-.161
	1975M10 - 1977M9	-.036	-4.09	.543	.742
	1973M10 - 1975M9	-.011	.22	.601	.257
	1971M10 - 1973M9	-.064	-1.24	.212	.013
	1970M9 - 1971M9	.004	.48	.426	-.313
6	1978M12 - 1980M11	.152	-.09	-.053	.135
	1976M12 - 1978M11	-.004	-.33	.586	.530
	1974M12 - 1976M11	-.018	-3.77	-.656	.768
	1972M12 - 1974M11	-.024	-.86	-.246	.329
	1970M12 - 1972M11	-.002	.52	.357	-.102
12	1978M1 - 1979M12	.217	-1.68	-.289	-.150
	1976M1 - 1977M12	.003	-.51	.461	.797
	1974M1 - 1975M12	-.018	-.03	-.872	.315

ANNEXE D

RÉSULTATS DÉTAILLÉS POUR LES CINQ AUTRES DEVISES, SOIT LE FRANC FRANÇAIS, LE MARK ALLEMAND, LA LIRE ITALIENNE, LE YEN JAPONAIS ET LA LIVRE STERLING

Tableau D:1

ÉQUATION 2 : $s_{t+k} = a + bf_t^k + cs_t$

Devise	Échéance	a	b	c	$\chi^2(2)$	E.T.E.
Franc français	1	.0032	-1.9110*	2.9175**	10.58**	.03250
		(.0596)	(.9862)	(1.0046)		
	3	-.0023	-1.8410*	2.8534**	10.02**	.05285
		(.1534)	(.9614)	(1.0051)		
	6	.0226	-2.3394**	3.3833**	10.78**	.07581
		(.2960)	(1.0735)	(1.1612)		
	12	-.5810	-2.2868*	2.9584**	8.94**	.11218
		(.5640)	(1.2876)	(1.4249)		
Mark allemand	1	-.0246	.4438	.5261	2.37	.0332
		(.0257)	(1.6914)	(1.7071)		
	3	-.1052	.9665	-.8848	2.86	.0582
		(.0771)	(1.7333)	(1.7781)		
	6	-.2306	1.4034	-.6677	3.74	.0775
		(.1293)	(1.5059)	(1.5728)		
	12	-.5448	2.1142	-1.7325	5.61	.1036
		(.2296)	(1.4293)	(1.5338)		
Lire italienne	1	.0184	-.4958**	1.5002**	13.45**	.02906
		(.1027)	(.4773)	(.4794)		
	3	-.0280	-.5454**	1.5462**	10.17**	.05365
		(.3251)	(.5104)	(.5196)		
	6	-.0910	-.4475**	1.4434**	5.91**	.07859
		(.6872)	(.6115)	(.6388)		
	12	-.6778	-.5881**	1.5065*	4.62*	.12717
		(1.7995)	(.7747)	(.8456)		
Yen japonais	1	-.2080	.8269	.1354	4.51	.03059
		(.1257)	(.4634)	(.4741)		
	3	-.4331	.1114	.8098	6.08**	.05751
		(.4320)	(.6092)	(.6512)		
	6	-1.0086	.0535	.7630	5.62*	.08646
		(.9156)	(.7589)	(.8533)		
	12	-2.3945	-.0876	.6485	6.34**	.11866
		(1.7477)	(1.2315)	(1.4398)		
Livre sterling	1	-.0220	-1.4159**	2.3778**	12.19**	.02894
		(.0174)	(.8393)	(.84162)		
	3	.0735	-.8389*	1.7179*	6.70**	.05438
		(.0577)	(.9723)	(.9824)		
	6	.1572	-.5152	1.2757	5.00*	.07715
		(.1176)	(1.0689)	(1.0924)		
	12	.4229	-.0486	.4259	5.78*	.11021
		(.2325)	(1.1270)	(1.2048)		

* Test pour $\alpha = 0{,}10$ (t pour $b = 1$; t pour $c = 0$; χ^2 pour $b = 1$ et $c = 0$)
** Test pour $\alpha = 0{,}05$

Tableau D:2

ÉQUATION 3 : $s_{t+k} = a + bf_t^k + c(f_t^1 - s_t)$

Devise	Échéance	a	b	c	$\chi^2(2)$	E.T.E.
Franc français	1	.0032	1.0065	-2.9175**	10.75**	.03250
		(.0596)	(.0393)	(1.0046)		
	3	-.0307	.9914	-6.1827**	8.40**	.05459
		(.1560)	(.1027)	(2.4006)		
	6	-.0892	.9611	-10.9342**	7.92**	.08122
		(.3137)	(.2052)	(4.4109)		
	12	- 8639	.4617	-13.4991	6.88**	.12065
		(.6290)	(.4095)	(9.6181)		
Mark allemand	1	-.0246	.9699	-.5261	2.37	.0332
		(.0257)	(.0284)	(1.7070)		
	3	-.1047	.8784	.2186	2.36	.0582
		(.0714)	(.0813)	(4.3789)		
	6	-.2230	.7413*	2.9095	3.81	.0775
		(.1141)	(.1345)	(6.0317)		
	12	-.4285	.4858**	5.3871	4.72*	.1053
		(.1939)	(.2404)	(7.1188)		
Lire italienne	1	.0184	1.0043	-1.5002**	10.11**	.02906
		(.1027)	(.0154)	(.4792)		
	3	-.0544	.9966	-4.1832**	18.14**	.05352
		(.3239)	(.0482)	(1.2855)		
	6	-.2009	.9779	-6.1470**	6.58**	.07967
		(.6803)	(.1017)	(2.5709)		
	12	-.9668	.8698	-9.6545*	4.68*	.13082
		(1.7931)	(.2666)	(5.3913)		
Yen japonais	1	-.2080	.9623	-.1354	4.47	.03059
		(.1257)	(.0227)	(.4741)		
	3	-.6388	.8843*	-.8476	5.14*	.05834
		(.3787)	(.0684)	(1.0085)		
	6	-1.3491	.7559*	-1.2322	5.17*	.08725
		(.744)	(.1346)	(1.6939)		
	12	-2.8376	.4827**	-1.1832	6.12**	.14896
		(1.4410)	(.2599)	(7.3979)		
Livre sterling	1	.0221	.9619	-2.3778**	12.25**	.0289
		(.0174)	(.0231)	(.8416)		
	3	.0766	.8761	-4.3914*	6.33**	.0547
		(.0579)	(.0769)	(2.6541)		
	6	.1689	.7413	-4.9297	4.52	.0783
		(.1178)	(.1572)	(5.0512)		
	12	.4406	.3614**	-2.0812	5.78*	.1106
		(.2192)	(.2925)	(8.0541)		

* Test pour $\alpha = 0{,}10$ (t pour $b = 1$; t pour $c = 0$; χ^2 pour $b = 1$ et $c = 0$)
** Test pour $\alpha = 0{,}05$

Tableau D: 3

ÉQUATION 4 : $s_{t+k} = a + bf_t^k + c(s_t - ppp_t) + d(f_t^1 - s_t)$

Devise	Échéance	a	b	c	d	$\chi^2(3)$	E.T.E.
Franc français	1	.0088	.9856	.0294	-3.2389*	11.38**	.03258
		(.0602)	(.0486)	(.0398)	(1.0967)		
	3	-.0298	.9875	.0054	-6.2407**	8.75**	.05437
		(.1556)	(.1357)	(.1124)	(2.4620)		
	6	-.1042	1.0294	-.0942	-10.0336**	8.47**	.08130
		(.3106)	(.2801)	(.2321)	(4.0612)		
	12	-.7700	1.0792	-.6768	-8.6537	7.49*	.11443
		(.6261)	(.6657)	(.4947)	(7.5691)		
Mark allemand	1	.0053	.9347	.0494	-.5574	3.91	.0323
		(.0415)	(.0499)	(.0585)	(1.9443)		
	3	-.0151	.6760**	.2314	6.6572	6.91*	.0530
		(.1158)	(.1330)	(.1617)	(4.5985)		
	6	.0135	.3728**	.4786*	11.8402	9.37**	.0724
		(.2003)	(.2234)	(.2799)	(6.6178)		
	12	.1628	-.2182**	1.0462*	23.6913	10.81**	.0959
		(.3939)	(.4575)	(.6045)	(10.3489)		
Lire italienne	1	-.4912	1.0237	-.0946**	-1.2032**	15.79**	.02851
		(.2499)	(.0174)	(.0425)	(.4883)		
	3	-2.0747	1.0733	-.3753**	-3.1353**	22.76**	.04748
		(.6367)	(.0492)	(.1071)	(1.1657)		
	6	-3.7316	1.1108	-.6549**	-4.5410**	19.79**	.06684
		(1.0809)	(.0929)	(.1809)	(2.0452)		
	12	-6.5620	1.1509	-1.1088**	-7.4866*	19.77**	.10638
		(1.8360)	(.2183)	(.3087)	(3.8172)		
Yen japonais	1	.1159	.9510	.0650	-2.0214	9.60**	.03045
		(.1960)	(.0472)	(.0503)	(1.2614)		
	3	-.0726	.8399	.1367	-3.5811	6.66*	.05617
		(.5863)	(.1427)	(.1588)	(3.6079)		
	6	-.6382	.7037	.1668	-5.8206	6.36*	.08548
		(1.1704)	(.2837)	(.3340)	(6.5693)		
	12	-2.5531	.4820	.0472	-4.1023	7.03*	.11930
		(1.9184)	(.4919)	(.6133)	(9.0255)		
Livre sterling	1	.0072	.9518	.0324	-2.6413**	10.01**	.0296
		(.0244)	(.0324)	(.0387)	(1.0481)		
	3	.1052	.8866	-.0498	-2.5968	4.46	.0571
		(.0792)	(.1097)	(.1245)	(3.1926)		
	6	.2327	.7267	-.0777	-2.1164	3.92	.0814
		(.1529)	(.2235)	(.2436)	(5.6755)		
	12	.5484	.1462**	.0575	3.2897	7.63*	.1074
		(.2442)	(.3801)	(.3983)	(7.5792)		

* Test pour $\alpha = 0{,}10$ (t pour $b = 1$; t pour $c = 0$; t pour $d = 0$; χ^2 pour $b = 1$ et $c = d = 0$)

** Test pour $\alpha = 0{,}05$

Tableau D:4

EQUATION 5 : $s_{t+k} = a + b(f_t^k - s_t) + cs_t + d(ppp_t)$

Devise	Échéance	a	b	c	d	$\chi^2(3)$	E.T.E.
Franc français	1	.0088	-2.2533**	1.0151**	-.0294	11.38**	.03258
		(.0602)	(1.0914)	(.0412)	(.0398)		
	3	.0111	-2.1778**	1.0312**	-.0572	11.27**	.05295
		(.1518)	(1.0736)	(.1044)	(.1117)		
	6	.0238	-2.3571**	1.0456**	-.0052	11.50**	.07620
		(.2962)	(1.1313)	(.2018)	(.2136)		
	12	-.5041	-1.2224	.6180	.5653	9.40**	.10744
		(.5632)	(1.2693)	(.3546)	(.4744)		
Mark allemand	1	.0053	.3773	.9841	-.0494	3.91	.0323
		(.0415)	(1.9166)	(.0341)	(.0585)		
	3	-.0200	2.6777	.9077	.2132	5.87	.0535
		(.1176)	(1.7406)	(.0961)	(.1628)		
	6	-.0053	2.3799	.8481	-.4362	6.99*	.0736
		(.2057)	(1.5712)	(.1668)	(.2878)		
	12	-.0152	3.0441	.7068	-.9045*	8.83**	.12065
		(.3647)	(1.4506)	(.2829)	(.5618)		
Lire italienne	1	-.4911	-.1795**	.9290**	.0946**	15.79**	.02851
		(.2499)	(.4888)	(.0370)	(.0425)		
	3	-2.0501	-.0581**	.7018	.3738**	21.66**	.04773
		(.6469)	(.4699)	(.0958)	(.1083)		
	6	-3.6034	.0329*	.4763	.6473**	20.35**	.06589
		(1.0861)	(.4960)	(.1610)	(.1801)		
	12	-6.2554	-.0500*	.0927	1.1023**	21.82**	.10195
		(1.7892)	(.5503)	(.2654)	(.2978)		
Yen japonais	1	.1159	-1.0703*	1.0160	-.0650	9.61**	.03045
		(.1960)	(1.2351)	(.0338)	(.0503)		
	3	-.0678	-.4863	.9778	-.1299	6.50*	.05622
		(.6029)	(1.3666)	(.1039)	(.1608)		
	6	-.6387	-.4651	.8715	-.1462	6.03	.08580
		(1.2358)	(1.5198)	(.2130)	(.3463)		
	12	-2.1259	-.4726	.6065	-.0091	7.39**	.11882
		(1.9806)	(1.3493)	(.3395)	(.6312)		
Livre sterling	1	.0072	-1.6895**	.9842**	-.0324	10.01**	.0296
		(.0244)	(1.0524)	(.0339)	(.0387)		
	3	.0929	-.2847	.8536	.0304	4.69	.0569
		(.0828)	(1.2646)	(.1152)	(.1295)		
	6	.2025	-.0512	.6879	.0330	4.10	.08099
		(.1629)	(1.3440)	(.2268)	(.2550)		
	12	.5706	.6145	.1751	-.0223	7.71*	.1074
		(.2602)	(1.0713)	(.3620)	(.3930)		

* Test pour $\alpha = 0{,}10$ (t pour $b = 1$; t pour $c - b = 0$; t pour $d = 0$; χ^2 pour $b = c = 1$ et $d = 0$)

** Test pour $\alpha = 0{,}05$

Tableau D:5

ÉQUATION (1), POUR LES SOUS-PÉRIODES : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

FRANC FRANÇAIS

Échéance	Période-échantillon	a	b
1	1974-1975	-.0053	-3.0441
		(.0114)	(2.6049)
	1976-1977	-.0076	-1.4031
		(.0106)	(2.3210)
	1978-1979	.0086	-3.6649
		(.0064)	(3.2098)
	1980-1981	-.0172	-2.0300
		(.0067)	(1.3012)
3	1974-1975	-.0206	-2.8812
		(.0247)	(1.9294)
	1976-1977	-.0096	-.3640
		(.0272)	(1.9483)
	1978-1979	.0154	-2.5001
		(.0072)	(1.2425)
	1980-1981	-.0479	-2.1503
		(.0172)	(1.4079)
6	1974-1975	-.0689	-4.3592
		(.0318)	(1.3642)
	1976-1977	-.0466	-1.8005
		(.0517)	(1.9079)
	1978-1979	.0266	-2.7303
		(.0079)	(.8835)
	1980-1981	-.1008	-1.6972
		(.0253)	(1.4994)
12	1974-1975	.1464	-4.4331
		(.0648)	(1.7229)
	1976-1977	-.1025	-3.0053
		(.0883)	(1.8673)
	1978-1979	.0206	-1.1087
		(.0159)	(.8873)
	1980-1981M7	-.2270	1.0734
		(.0168)	(1.4103)

Tableau D:5 (suite)

ÉQUATION (1), POUR LES SOUS-PÉRIODES : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

MARK ALLEMAND

Échéance	Période-échantillon	a	b
1	1974-1975	.0126	-8.0813
		(.0078)	(4.0107)
	1976-1977	.0022	6.0039
		(.0070)	(4.2516)
	1978-1979	.0127	-.7240
		(.0350)	(7.3885)
	1980-1981	-.0083	-1.1002
		(.0134)	(2.7824)
3	1974-1975	.0172	-3.0138
		(.0286)	(4.3307)
	1976-1977	.0049	5.0271
		(.0167)	(3.1495)
	1978-1979	.0711	-3.7723
		(.0551)	(3.8290)
	1980-1981	-.0692	2.7666
		(.0383)	(2.5515)
6	1974-1975	-.0205	2.2317
		(.0426)	(3.3686)
	1976-1977	.0274	2.7129
		(.0163)	(1.5885)
	1978-1979	.1760	-5.1078
		(.0697)	(2.5246)
	1980-1981	-.1046	1.4947
		(.0622)	(2.1547)
12	1974-1975	.0333	-1.4413
		(.0430)	(2.5350)
	1976-1977	.0779	1.9568
		(.0351)	(1.5040)
	1978-1979	.0374	.1630
		(.0822)	(1.6304)
	1980-1981M7	-.2679	2.5315
		(.0659)	(1.2154)

Tableau D:5 (suite)

ÉQUATION (1), POUR LES SOUS-PÉRIODES : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

LIRE ITALIENNE

Échéance	Période-échantillon	a	b
1	1974-1975	-.0256	-3.4286
		(.0112)	(1.6576)
	1976-1977	-.0128	-.4570
		(.0099)	(.6645)
	1978-1979	-.0004	-1.3485
		(.0090)	(2.2323)
	1980-1981	-.0300	-1.8408
		(.0091)	(1.1311)
3	1974-1975	-.0898	-3.5670
		(.0274)	(1.3280)
	1976-1977	-.0254	-.4038
		(.0235)	(.5470)
	1978-1979	.0196	1.5028
		(.0160)	(1.3644)
	1980-1981	-.0727	-1.0114
		(.0267)	(1.1089)
6	1974-1975	-.2213	-4.8844
		(.0420)	(1.1760)
	1976-1977	-.0082	.0477
		(.0255)	(.3298)
	1978-1979	.0058	-.1382
		(.0227)	(1.0291)
	1980-1981	.4703	8.2751
		(.0500)	(1.1328)
12	1974-1975	-.3387	-3.3702
		(.0915)	(1.4302)
	1976-1977	-.0029	.0084
		(.0535)	(.4106)
	1978-1979	-.0375	-.7569
		(.0409)	(.9240)
	1980-1981M7	-.1596	1.4804
		(.0510)	(.7813)

Tableau D:5 (suite)

ÉQUATION (1), POUR LES SOUS-PÉRIODES : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

YEN JAPONAIS

Échéance	Période-échantillon	a	b
1	1974-1975	.0007	.6263
		(.0042)	(.4235)
	1976-1977	.0101	3.4188
		(.0038)	(2.3877)
	1978-1979	.0638	-10.6165
		(.0289)	(4.8726)
	1980-1981	.0072	-1.6203
		(.0108)	(1.6383)
3	1974-1975	-.0095	-.3135
		(.0105)	(.4746)
	1976-1977	.0307	2.9071
		(.0073)	(1.7880)
	1978-1979	.1039	-6.7584
		(.0840)	(5.0700)
	1980-1981	.0256	-1.5420
		(.0291)	(1.5695)
6	1974-1975	-.0088	.4293
		(.0089)	(.4883)
	1976-1977	.0672	3.8113
		(.0164)	(1.8657)
	1978-1979	.2503	-8.6647
		(.1565)	(5.1123)
	1980-1981	.0509	-1.9890
		(.0426)	(1.2711)
12	1974-1975	-.0070	.0504
		(.0117)	(.8110)
	1976-1977	.1715	3.0336
		(.0392)	(2.6283)
	1978-1979	.2980	-6.3937
		(.1296)	(2.3595)
	1980-1981M7	.0139	-.9751
		(.0833)	(1.6063)

Tableau D:5 (suite)

ÉQUATION (1), POUR LES SOUS-PÉRIODES : $s_{t+k} - s_t = a + b(f_t^k - s_t)$

LIVRE STERLING

Échéance	Période-échantillon	a	b
1	1974-1975	-.0218	-4.3677
		(.0075)	(1.6098)
	1976-1977	.0048	.9167
		(.0086)	(1.4327)
	1978-1979	-.0071	-9.8077
		(.0119)	(5.9018)
	1980-1981	-.0077	-4.0397
		(.0061)	(1.5834)
3	1974-1975	-.0609	-3.4774
		(.0326)	(2.3082)
	1976-1977	.0077	.8912
		(.0316)	(1.8846)
	1978-1979	.0131	-1.8222
		(.0205)	(3.7631)
	1980-1981	-.0220	-3.2872
		(.0173)	(1.6151)
6	1974-1975	-.0683	-.5201
		(.0697)	(2.5316)
	1976-1977	-.0014	-.0148
		(.0546)	(1.7508)
	1978-1979	.0366	-1.8552
		(.0174)	(1.9905)
	1980-1981	-.0531	-2.3980
		(.0315)	(1.7929)
12	1974-1975	-.3166	-3.8729
		(.1076)	(2.0536)
	1976-1977	.0407	.0606
		(.0711)	(1.3193)
	1978-1979	.6902	-1.8197
		(.0200)	(1.1470)
	1980-1981M7	-.1561	-.2558
		(.0272)	(1.8400)

Tableau D:6

ÉQUATIONS (2) ET (4) - POUR DES ÉCHÉANCES D'UN MOIS DURANT LES SOUS-PÉRIODES

Devise	Équation	Période-échantillon	a	b	c	d
Franc français	(2)	1974-1975	-.2878	-.8918	1.6996	
			(.1392)	(2.6566)	(2.6957)	
		1976-1977	-.3887	-.5221	1.2783	
			(.1554)	(2.1244)	(2.1434)	
		1978-1979	-.3592	-.2641	1.0147	
			(.2484)	(3.8745)	(3.9764)	
		1980-1981	.0280	-2.4426	3.4716	
			(.0906)	(1.5585)	(1.5898)	
	(4)	1974-1975	-.1730	1.1693	-.3289	-.5902
			(.2257)	(.4780)	(.4353)	(3.7143)
		1976-1977	-.3079	.5090	.3468	-.8384
			(.1565)	(.1745)	(.2053)	(2.0711)
		1978-1979	-.7466	.1729	.3888	1.7928
			(.3663)	(.4408)	(.2752)	(4.3681)
		1980-1981	.1375	1.6909	-.7444	-3.4253
			(.1270)	(.5472)	(.6120)	(1.5724)
Mark allemand	(2)	1974-1975	-.2707	-9.9641	10.6540	
			(.0811)	(3.3032)	(3.2899)	
		1976-1977	-.0090	6.2833	-5.2957	
			(.0775)	(4.7534)	(4.7883)	
		1978-1979	-.1373	4.0593	-3.2572	
			(.1059)	(7.8712)	(7.9258)	
		1980-1981	-.0449	-1.5026	2.4485	
			(.0437)	(2.8339)	(2.8246)	
	(4)	1974-1975	-.3812	-.7780	-.1706	-15.4297
			(.1740)	(.6329)	(.5600)	(7.3804)
		1976-1977	-.4558	1.5740	-.8284	2.4494
			(.2748)	(.3567)	(.4906)	(4.8908)
		1978-1979	-.9902	1.1867	-1.0856	3.5683
			(.2501)	(.1495)	(.2998)	(6.3083)
		1980-1981	-.0291	.9004	.0409	-2.4579
			(.2452)	(.6957)	(.6253)	(2.8976)

Tableau D:6 (suite)

ÉQUATIONS (2) ET (4) - POUR DES ÉCHÉANCES D'UN MOIS DURANT LES SOUS-PÉRIODES

Devise	Équation	Période-échantillon	a	b	c	d
Lire italienne	(2)	1974-1975	-.6263	-3.6326	4.5401	
			(1.1345)	(1.7259)	(1.6989)	
		1976-1977	-2.8039	-.0410	.6272	
			(.5408)	(.4586)	(.4793)	
		1978-1979	-2.7707	-.5043	1.0923	
			(1.2131)	(2.1036)	(2.1466)	
		1980-1981	-.1019	-1.8156	2.8052	
			(.2782)	(1.1607)	(1.1652)	
	(4)	1974-1975	-.7224	.9373	-.0434	-4.1577
			(1.1946)	(.1985)	(.1278)	(2.0350)
		1976-1977	-3.5960	.5612	-.0921	-.1664
			(.9115)	(.0831)	(.0855)	(.6412)
		1978-1979	-3.4152	.4243	.0668	-.4185
			(1.4402)	(.2660)	(.0797)	(2.2697)
		1980-1981	-.6895	1.0682	-.1686	-2.8650
			(.5838)	(.0788)	(.1454)	(1.1570)
Yen japonais	(2)	1974-1975	-1.0336	.4156	.4024	
			(.9086)	(.4596)	(.4215)	
		1976-1977	.1743	2.4164	-1.3873	
			(.5452)	(4.0027)	(4.0799)	
		1978-1979	-.0384	-9.9526	10.9343	
			(.6637)	(6.1811)	(6.2531)	
		1980-1981	-1.0956	-1.5895	2.3855	
			(.6068)	(1.5585)	(1.5636)	
	(4)	1974-1975	-2.1831	.2416	.3595	-.6384
			(1.1882)	(.2992)	(.1803)	(1.6044)
		1976-1977	.1545	.9053	.1146	1.6555
			(.5671)	(.6333)	(.5874)	(4.3502)
		1978-1979	-.3758	.4160	.4791	-5.6146
			(.5842)	(.2207)	(.1649)	(5.7275)
		1980-1981	-2.7908	1.4757	-.9171	-3.2506
			(1.0104)	(.3514)	(.4526)	(1.5209)

Tableau D:6 (suite)

ÉQUATIONS (2) ET (4) - POUR DES ÉCHÉANCES D'UN MOIS DURANT LES SOUS-PÉRIODES

Devise	Équation	Période-échantillon	a	b	c	d
Livre sterling	(2)	1974-1975	-.0382	-4.4240	5.4435	
			(.0545)	(1.6548)	(1.6634)	
		1976-1977	.1403	2.4236	-1.6492	
			(.0598)	(1.4693)	(1.5162)	
		1978-1979	.0140	-10.1002	11.0693	
			(.0799)	(6.1273)	(6.1080)	
		1980-1981	.0712	-5.1905	6.0878	
			(.0488)	(1.6826)	(1.6572)	
	(4)	1974-1975	.0595	1.0142	-.1474	-2.8458
			(.0802)	(.0702)	(.1216)	(2.4740)
		1976-1977	-.0539	.5841	.4977	-3.0236
			(.0864)	(.1091)	(.1769)	(2.1183)
		1978-1979	.0745	.9758	-.0978	-12.3327
			(.1090)	(.1161)	(.1189)	(6.3438)
		1980-1981	.0992	1.0496	-.1828	-5.1310
			(.0566)	(.1680)	(.1868)	(1.9252)

Tableau D:7

PROBABILITÉ D'UN PROFIT MOYEN NUL OU NÉGATIF – ÉCHÉANCE DE TROIS MOIS

Devise	Équation	n*	Stratégie 1	2	3	4	5	6	7	8
Franc français	1	20	.1635	.7517	.7764	.6293	.7764	.0039	.0039	.2843
		60	(.0446)	(.8790)	(.9066)	(.7190)	(.9066)	(.0001)	(.0001)	(.1611)
	2	20	.3050	.7580	.7580	.6217	.6217	.0150	.0475	.1841
		60	(.1867)	(.8869)	(.8869)	(.7054)	(.7054)	(.0001)	(.0019)	(.0594)
	3	20	.2578	.6255	.6255	.5359	.7823	.0630	.0630	.1335
		60	(.1292)	(.7088)	(.7088)	(.5636)	(.9162)	(.0041)	(.0041)	(.0274)
Mark allemand	1	20	.2776	.2296	.2296	.8238	.8238	.2296	.2296	.6368
		60	(.1562)	(.1003)	(.1003)	(.9463)	(.9463)	(.1003)	(.1003)	(.7324)
	2	20	.6331	.2877	.2877	.7054	.9441	.2236	.2877	.6103
		60	(.7224)	(.1660)	(.1660)	(.8264)	(.9971)	(.0951)	(.1660)	(.6844)
	3	20	.5040	.2033	.5160	.7580	.8051	.1611	.2033	.8577
		60	(.5120)	(.0749)	(.5279)	(.8888)	(.9306)	(.0436)	(.0749)	(.9678)
Lire italienne	1	20	.4681	.9871	.9850	.3336	.1977	.4920	.4920	.0016
		60	(.4483)	(.9999)	(.9999)	(.2296)	(.0708)	(.4880)	(.4880)	(.0001)
	2	20	.2676	.9803	.8708	.0901	.0901	.4207	.2206	.0052
		60	(.1423)	(.9998)	(.9750)	(.0102)	(.0102)	(.3632)	(.0918)	(.0006)
	3	20	.4286	.9608	.9394	.2451	.4960	.6255	.3050	.1539
		60	(.3745)	(.9989)	(.9963)	(.1151)	(.4247)	(.7123)	(.1867)	(.0392)
Yen japonais	1	20	.7123	.7123	.8485	.3897	.3897	.1210	.1210	.2810
		60	(.8315)	(.8315)	(.9633)	(.3121)	(.3121)	(.0212)	(.0212)	(.1587)
	2	20	.8413	.5199	.5199	.0516	.0516	.3050	.3050	.3105
		60	(.9573)	(.5319)	(.5319)	(.0023)	(.0023)	(.1867)	(.1867)	(.1841)
	3	20	.4602	.5793	.5793	.0455	.0455	.2206	.2327	.3520
		60	(.4286)	(.6331)	(.6331)	(.0018)	(.0018)	(.0918)	(.1020)	(.2578)
Livre sterling	1	20	.8413	.3192	.2546	.9441	.9441	.0307	.0307	.6517
		60	(.9582)	(.2090)	(.1721)	(.9970)	(.9970)	(.0006)	(.0006)	(.7486)
	2	20	.7123	.8665	.6844	.9986	.9998	.0094	.0094	.4761
		60	(.8340)	(.9726)	(.7454)	(.9999)	(.9999)	(.0001)	(.0001)	(.4562)
	3	20	.8577	.6026	.5359	.9998	.9998	.0446	.3446	.6554
		60	(.9678)	(.6772)	(.5636)	(.9999)	(.9999)	(.0016)	(.2451)	(.7549)

* Nombre de contrats sur lequel se fonde le calcul des probabilités.

ANNEXE E

VARIABLES D'INTERVENTION ET TESTS D'EFFICIENCE

Si le marché des changes est efficient, les cours du comptant et les cours du terme tiennent compte, entre autres choses, des interventions passées et connues effectuées sur le marché et aussi des interventions futures qui sont anticipées de façon rationnelle. Ainsi, les interventions ne peuvent pas à elles seules rendre le marché "inefficient". Toutefois, elles peuvent influencer de diverses façons la manière d'interpréter les tests statistiques de l'efficience.

Le principal circuit, et aussi le plus évident, par lequel se transmet cette influence réside dans le fait que les interventions passées modifient les stocks relatifs d'avoirs que détient le secteur privé et peuvent donc, lorsque les agents manifestent de l'aversion pour le risque, influer sur la prime de risque anticipée au début d'une période. Cela n'a pas d'influence sur le rejet des hypothèses conjointes, mais peut influencer la manière d'interpréter les raisons de ce rejet.

Le second circuit par lequel l'intervention peut influencer l'interprétation des tests est celui qu'on observe lorsqu'une intervention importante, qui n'est pas prévue ex ante et qui ne peut pas s'expliquer par l'application d'une règle reliant le montant de l'intervention à l'ampleur de la variation du taux de change durant la période en cours, pousse le coefficient du cours du terme à s'écarter considérablement de l'unité, comme c'est le cas dans les équations (1) à (5) du Chapitre 3. En pareil cas, un tel biais ne doit pas être interprété comme un rejet de l'hypothèse d'efficience, car les agents de change n'auraient aucun moyen ex ante ni ex post de tirer parti de cette information. Les résultats qu'on obtiendrait en appliquant mécaniquement des stratégies de transaction du type de celles qui sont proposées au Chapitre 3 le feraient ressortir clairement.

On ne peut pas régler le problème soulevé dans le paragraphe précédent en incluant dans l'équation de régression des variables d'intervention pour la période en cours, puisqu'une telle intervention

sera presque toujours corrélée à des renseignements dont le marché ne disposait pas au moment d'effectuer ses prévisions[1]. Il faut noter toutefois que les observations relatives à des cas d'intervention majeure ne découlant pas de l'application antérieure de règles de politiques pourraient être écartées dans les tests de régression visant à déterminer le biais contenu dans le cours du terme.

Les problèmes économétriques qui surviennent lorsqu'on essaie d'inclure dans l'équation des variables d'intervention durant la période en cours peuvent être illustrés par le modèle simple suivant :

$$\Delta s_t = bp_t + cX_t + u_t \qquad (1)$$

$$X_t = k\Delta s_t + v_t \qquad (2)$$

où

$\Delta s_t = s_t - s_{t-1}$,

$p_t = f^1_{t-1} - s_{t-1}$ est le report effectué en début de période,

X_t est l'intervention du temps t+1 au temps t, et

u_t et v_t sont des erreurs purement aléatoires.

La forme réduite du modèle est la suivante :

$$X = \left[\frac{kb}{1-kc}\right]p + \left[\frac{k}{1-kc}\right]u + \left[\frac{v}{1-kc}\right] \qquad (3)$$

$$\Delta s = \left[\frac{b}{1-ck}\right]p + \left[\frac{u}{1-kc}\right] + \left[\frac{cv}{1-kc}\right] \qquad (4)$$

---

1. En fait, si l'intervention relève d'une stratégie de contre-tendance [comme le laissent supposer les résultats obtenus pas Artus (1976), Quirk (1977) et Longworth (1980)], elle sera fortement corrélée aux "nouvelles" qui font fluctuer le taux de change, puisque la quasi-totalité des variations du cours n'est pas prévue.

Si l'on effectue une régression de Δs par rapport à p et X [équation (1)], les estimations des moindres carrés ordinaires de b et c sont :

$$\hat{b}_{mco} = \frac{(X'X)(\Delta s'p)-(X'p)(\Delta s'X)}{(p'p)(X'X)-(X'p)^2} \tag{5}$$

$$\hat{c}_{mco} = \frac{(p'p)(\Delta s'X)-(X'p)(\Delta s'p)}{(p'p)(X'X)-(X'p)^2} \tag{6}$$

On peut démontrer que si $\frac{p'p}{n}$ converge et si u et v (et p et v) ne sont pas corrélés à la limite, alors

$$\text{plim} \quad \hat{b}_{mco} = \frac{b\sigma_v^2}{k\sigma_u^2+\sigma_v^2} \tag{7}$$

et

$$\text{plim} \quad \hat{c}_{mco} = \left[\frac{k\sigma_u^2+c\sigma_v^2}{k^2\sigma_u^2+\sigma_v^2}\right] \tag{8}$$

En général, ces résultats sont différents de b et c, de sorte que les estimations des moindres carrés ordinaires se sont pas convergentes. (Le cas où k = 0, qui assure la convergence, est un cas où l'intervention ne réagit pas aux variations actuelles du taux de change.) Lorsque l'intervention n'a aucun effet sur le taux de change, c = 0 et

$$\text{plim} \quad \hat{b}_{mco} = \frac{b\sigma_v^2}{k\sigma_u^2+\sigma_v^2} \tag{9}$$

$$\text{plim} \quad \hat{c}_{mco} = \frac{1}{k + \frac{\sigma_v^2}{k\sigma_u^2}} \tag{10}$$

Ces résultats impliquent que si X_t est mesuré en termes de ventes de devises et si s_t est le logarithme du cours des devises, ce qui indiquerait que k est positif dans le cas d'une stratégie de "contre-tendance", $\hat{b}_{mco}$ est faussé à la baisse, et $\hat{c}_{mco}$ tendra à être positif. Dans l'exemple que nous avons donné, il n'y a qu'une variable exogène. Le système d'équations étant donc sous-identifié, aucun estimateur convergent ne peut être trouvé.

ANNEXE F

UNE EXPLICATION INTUITIVE DE LA DÉTERMINATION DE LA PRIME DE RISQUE

La prime de risque relative à une devise correspond à l'écart entre le cours futur anticipé de cette dernière et le cours du terme affiché, ces deux cours étant exprimés en unités de la monnaie nationale. La prime de risque, lorsqu'elle existe, peut être positive ou négative et s'accompagne par définition d'une autre prime de risque sur la monnaie nationale; celle-ci est affectée du signe opposé et est exprimée en unités de monnaie étrangère. Lorsque la prime de risque sur la monnaie étrangère est positive, les investisseurs du pays peuvent s'attendre à réaliser sur les devises qu'ils détiennent sans couverture des risques de change un profit supérieur à ce qu'ils obtiendraient en bloquant, au cours du terme pratiqué sur le marché, la contre-valeur en monnaie nationale de leurs devises. De même, les investisseurs étrangers qui ont une position nette dans la monnaie du pays en question peuvent s'attendre à enregistrer une perte par rapport à ce qu'ils obtiendraient en bloquant la contre-valeur, en devises étrangères, de la monnaie nationale qu'ils détiennent, c'est-à-dire en vendant la monnaie nationale au cours du terme pratiqué sur le marché. Si la prime de risque est positive au point d'équilibre, on peut dire que les investisseurs nationaux demandent une prime pour maintenir une situation à couvert tandis que les investisseurs étrangers sont prêts à accepter un déport sur la monnaie nationale. Dans ce cas, on peut dire que la devise étrangère est considérée comme la plus "risquée" des deux monnaies.

Compte tenu de la définition de la prime de risque qui a été donnée ci-dessus, la variabilité des cours, qui sert souvent à décrire les risques courus sur les autres marchés financiers, ne fournit pas en soi une explication adéquate des primes de risque sur le marché des changes.

Comme nous le démontrons ci-après, le caractère imprévisible du taux de change ne peut rendre compte à lui seul de l'existence de la prime de risque parce que i) la variabilité de ce taux ne peut déterminer le signe (sens) de la prime et que ii) l'investisseur aura toujours la possibilité

de compenser les effets des fluctuations imprévisibles du taux de change en se couvrant sur le marché à terme.

Par exemple, lorsque la prime relative à la devise étrangère est positive, les résidents sont incités à détenir des devises étrangères sans se couvrir puisqu'ils s'attendent à réaliser ainsi un profit. Dans ces conditions, les raisons pour lesquelles un non-résident ayant besoin de la monnaie nationale conserverait une position à couvert dans cette monnaie sont moins évidentes, car il peut toujours, pour réduire ses pertes prévues, se couvrir en vendant, au cours du terme pratiqué sur le marché, la monnaie nationale qu'il a en sa possession. En fait, les ventes à terme que l'on effectue en vue de se couvrir auront tendance à exercer des pressions à la hausse sur le cours du terme de la monnaie nationale exprimé en unités de la devise étrangère. Si le nombre d'investisseurs qui désirent se couvrir contre le risque de change était suffisamment grand et que rien ne les empêchait de se couvrir, le cours du terme pourrait être porté jusqu'à la valeur prévue du cours futur, ce qui éliminerait la prime de risque. Ainsi, à condition que chaque investisseur qui désire se protéger contre le risque de change en vendant ses devises à terme puisse le faire, ni le degré de variabilité du taux de change ni les facteurs qui sont à l'origine des fluctuations de ce taux ne peuvent être considérés comme les seuls facteurs déterminants de la prime de risque puisqu'ils ne peuvent à eux seuls en expliquer l'existence.

En résumé, on peut donc dire que les facteurs qui déterminent la prime de risque sont ceux qui empêchent que le cours du terme soit l'objet de pressions à la hausse telles que l'écart entre le niveau prévu du taux de change futur et le cours du terme finit par disparaître. Parmi ces facteurs, on pourrait mentionner les offres et les demandes relatives d'avoirs ou d'engagements libellés en monnaie nationale ou en monnaies étrangères. Des études théoriques utilisant des modèles de choix de portefeuille [Frankel (1979a)] indiquent qu'une augmentation de l'offre mondiale d'obligations libellées dans une devise étrangère et émises par les gouvernements pour financer par exemple des déficits budgétaires devrait faire augmenter la prime de risque de la devise en question. Dans

les autres modèles qui prennent en considération les risques d'ordre politique et les risques d'insolvabilité, une augmentation des engagements nets d'un pays en devises étrangères (par suite de la persistance du déficit de la balance des paiements courants) peut accroître la prime de risque relative à la monnaie de ce pays.

BIBLIOGRAPHIE

Agmon, T. et Amihud, Y., "The forward exchange rate and the prediction of the future spot rate: Empirical evidence", Journal of Banking and Finance, vol. 5, n° 3, septembre 1981, pp. 425-437.

Artus, Jacques R., "Exchange Rate Stability and Managed Floating: The Experience of the Federal Republic of Germany", Staff Papers du FMI, vol. 23, n° 2, juillet 1976, pp. 312-333.

Baillie, R.T.; Lippens, R.E. et McMahon, P.C., "Testing rational expectations and efficiency in the foreign exchange market", document de travail n° 264, série A, Université de Birmingham, juillet 1981.

Bilson, J.F., "The 'Speculative Efficiency' Hypothesis", Journal of Business, vol. 54, n° 3, juillet 1981, pp. 435-451.

Boothe, Paul M. [1], Estimating the Structure and Efficiency of the Canadian Foreign Exchange Market: 1971-1978, thèse de doctorat inédite, Université de la Colombie-Britannique, mai 1981.

Boothe, Paul M. [2], "Speculative Profit Opportunities in the Canadian Foreign Exchange Market 1974-1978", à paraître dans la Revue canadienne d'Économique.

Branson, W.; Halttunen, H. et Masson, P., "Exchange Rates in the Short Run: The Dollar-Deutsche Mark Rate", European Economic Review, vol. 10, n° 3, 1977, pp. 303-324.

Cumby, R.E. et Obstfeld, M., "A Note on Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Differentials: A Test of the Fisher Hypothesis", Journal of Finance, vol. 36, n° 3, juin 1981, pp. 697-703.

Cumby, R.E. et Obstfeld, M., "International Interest-Rate and Price-Level Linkages under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence", document de travail du NBER, n° 921, juin 1982.

Dooley, M.P. et Shafer, J.R., "Analysis of Short-Run Exchange Rate Behavior: March 1973 to September 1975", document de travail n° 76 sur la finance internationale, Conseil de la réserve fédérale, Washington, février 1976.

Dooley, M.P. et Shafer, J.R., "Analysis of Short-Run Exchange Rate Behavior: March 1973 - November 1981", FMI DM/82/22, 1982.

Dooley, M.P. et Isard, P., "The Portfolio Balance Model of Exchange Rates", document de travail n° 141 sur la finance internationale, Conseil de la réserve fédérale, Washington, mai 1979.

Dooley, M.P. et Isard, P., "The Portfolio-Balance Model of Exchange Rates and Some Structural Estimates of the Risk Premium", FMI DM/83/20, 1983.

Figlewski, S., "Market 'Efficiency' in a Market with Heterogeneous Information", Journal of Political Economy, vol. 86, n° 4, août 1978, pp. 581-597.

Frankel, J. (1979 a), "The Diversifiability of Exchange Risk", Journal of International Economics, vol. 9, n° 3, août 1979, pp. 379-393.

Frankel, J. (1979 b), "A Test of the Existence of the Risk Premium in the Foreign Exchange Market versus the Hypothesis of Perfect Substitutability", document de travail n° 149 sur la finance internationale, Conseil de la réserve fédérale, Washington, août 1979.

Frankel, J., "Tests of Rational Expectations in the Forward Exchange Market", Southern Economic Journal, vol. 46, n° 4, avril 1980, pp. 1083-1101.

Frankel, J. (1982 a), "In Search of the Exchange Risk Premium : A Six Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization", Journal of International Money and Finance 1, décembre 1982.

Frankel, J. (1982 b), "A Test of Perfect Substitutability in the Foreign Exchange Market", Southern Economic Journal, vol. 49, n° 2, octobre 1982, pp. 406-416.

Frenkel, J.A., "The Forward Exchange Rate, Expectations and the Demand for Money: The German Hyperinflation", American Economic Review, vol. 67, n° 4, septembre 1977, pp. 653-670.

Frenkel, J.A. et Levich, R.M., "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits?", Journal of Political Economy, vol. 83, n° 2, avril 1975, pp. 325-338.

Geweke, J. et Feige, E., "Some Joint Tests of the Efficiency of Markets for Forward Foreign Exchange", Review of Economics and Statistics, vol. 61, n° 3, août 1979, pp. 334-341.

Grossman, S.J. et Stiglitz, J.E., "Information and Competitive Price Systems", American Economic Review - Papers and Proceedings, vol. 66, n° 2, mai 1976, pp. 246-253.

Haas, R.D. et Alexander, W.E., "A Model of Exchange Rates and Capital Flows: The Canadian Floating Rate Experience", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 11, n° 4, novembre 1979, pp. 467-482.

Hansen, L.P. et Hodrick, R.J., "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", Journal of Political Economy, vol. 88, n° 5, octobre 1980, pp. 829-853.

Hansen, L.P. et Hodrick, R.J., "Risk Averse Speculation in the Forward Foreign Exchange Market: An Econometric Analysis", communication présentée à la conférence du NBER sur les taux de change, novembre 1981.

Kohlhagen, S.W., "The Behaviour of Foreign Exchange Markets: A Critical Survey of the Empirical Literature", polycopie, Université de New York, 1978.

Levi, Maurice, "The weekend game: clearing house vs federal funds", Revue canadienne d'Économique, vol. 11, n° 4, novembre 1978, pp. 750-757.

Levich, R.M. (1979 a), "On the Efficiency of Markets for Foreign Exchange", International Economic Policy, Theory and Evidence, sous la direction de R. Dornbusch et J. Frenkel, Johns Hopkins University Press, 1979.

Levich, R.M. (1979 b). "Further Results on the Efficiency of Markets for Foreign Exchange", extrait de "Managed Exchange-Rate Flexibility: The Recent Experience", communication présentée à la conférence de Melvin Village, tenue en octobre 1978 sous les auspices de la Banque de réserve fédérale de Boston.

Longworth, D., Floating Exchange Rates: The Canadian Experience, thèse de doctorat, M.I.T., juillet 1979.

Longworth, D., "Canadian Intervention in the Foreign Exchange Market: A Note", Review of Economics and Statistics, vol. 62, n° 2, mai 1980, pp. 284-287.

Longworth, D., "Testing the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market under the Assumption of No Risk Premium", Journal of Finance, vol. 36, n° 1, mars 1981, pp. 43-49.

Longworth, D., "Exchange Rates, Short-Term Capital and Resource Allocation", à paraître dans The Canadian Balance of Payments: Perspectives and Policy Issues, sous la direction de D.D. Purvis, Institute for Research on Public Policy, 1983.

McCormick, F., "Covered Interest Arbitrage: Unexploited Profits? Comment", Journal of Political Economy, vol. 87, n° 2, 1979, pp. 411-417.

Meese, R.A. et Rogoff, K., "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Are Any Fit to Survive?", document de travail n° 184 sur la finance internationale, Conseil de la réserve fédérale, Washington, juin 1981.

Meese, R.A. et Singleton, K.J., "Rational Expectations, Risk Premia and the Market for Spot and Forward Exchange", document de travail n° 165 sur la finance internationale, Conseil de la réserve fédérale, Washington, juillet 1980.

Papadia, F., "Forward Exchange Rates as Predictors of Future Spot Rates and the Efficiency of the Foreign Exchange Market", Journal of Banking and Finance, vol. 5, n° 2, juin 1981, pp. 217-240.

Porter, M.G., "A Theoretical and Empirical Framework for Analysing the Term Structure of Exchange Rate Expectations", Staff Papers du FMI, vol. 18, n° 3, novembre 1971, pp. 613-645.

Quirk, P. "Exchange Rate Policy in Japan: Leaning Against the Wind", Staff Papers du FMI, vol. 24, n° 3, novembre 1977, pp. 642-664.

Solnik, B., "L'influence du système monétaire international sur le comportement des taux de change", CORDES-CESA, n° 101, France, 1978.

Stockman, A.C., "Risk, Information, and Forward Exchange Rates", The Economics of Exchange Rates: Selected Studies, sous la direction de J.A. Frenkel et H.G. Johnson, Reading, Massachusetts, 1978, pp. 159-178.

Stulz, R., "The Forward Rate and Macroeconomics", Journal of International Economics, vol. 12, n° 3/4, mai 1982, pp. 285-299.

Tryon, R., "Testing for Rational Expectations in Foreign Exchange Markets", document de travail n° 139 sur la finance internationale, Conseil de la réserve fédérale, Washington, 1979.

Tsiang, S.C., "The Theory of Forward Exchange and the Effects of Government Intervention on the Forward Market", Staff Papers du FMI, vol. 7, n° 1, 1959.